

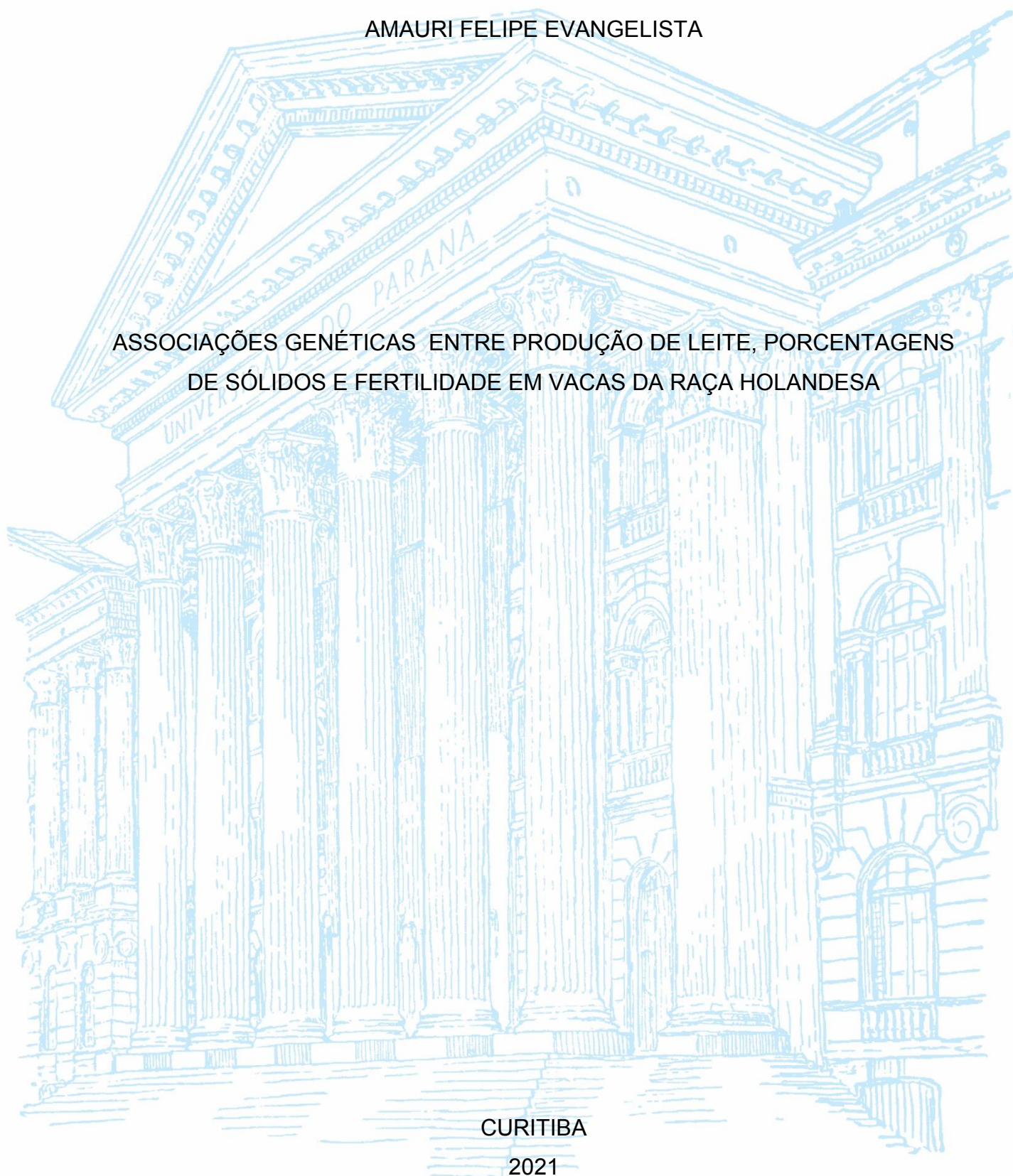
UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ

AMARI FELIPE EVANGELISTA

ASSOCIAÇÕES GENÉTICAS ENTRE PRODUÇÃO DE LEITE, PORCENTAGENS  
DE SÓLIDOS E FERTILIDADE EM VACAS DA RAÇA HOLANDESA

CURITIBA

2021



AMAURI FELIPE EVANGELISTA

ASSOCIAÇÕES GENÉTICAS ENTRE PRODUÇÃO DE LEITE, PORCENTAGENS  
DE SÓLIDOS E FERTILIDADE EM VACAS DA RAÇA HOLANDESA

Tese apresentada ao curso de Pós-Graduação em Zootecnia, Setor de Ciências Agrárias, Universidade Federal do Paraná, como requisito parcial à obtenção do título de Doutor em Zootecnia.

Orientador(a): Prof. Rodrigo de Almeida Teixeira

Coorientador(a): Prof.<sup>a</sup> Laila Talarico Dias

CURITIBA

2021

Evangelista, Amauri Felipe

Associações genéticas entre produção de leite, porcentagens de sólidos e fertilidade em vacas da raça holandesa. / Amauri Felipe Evangelista. - Curitiba, 2021.

Tese (Doutorado) - Universidade Federal do Paraná. Setor de Ciências Agrárias, Programa de Pós-Graduação em Zootecnia.

Orientação: Rodrigo de Almeida Teixeira.

Coorientação: Laila Talarico Dias.

1. Holandês (Bovino) - Fecundidade. 2. Bovinos de leite - Produtividade. 3. Genética animal - Paraná. I. Teixeira, Rodrigo de Almeida. II. Dias, Laila Talarico. III. Título. IV. Universidade Federal do Paraná.

## TERMO DE APROVAÇÃO

Os membros da Banca Examinadora designada pelo Colegiado do Programa de Pós-Graduação em ZOOTECNIA da Universidade Federal do Paraná foram convocados para realizar a arguição da tese de Doutorado de **AMAURI FELIPE EVANGELISTA** intitulada: **Associações Genéticas entre produção de leite, porcentagens de sólidos e fertilidade em vacas da raça Holandesa**, sob orientação do Prof. Dr. RODRIGO DE ALMEIDA TEIXEIRA, que após terem inquirido o aluno e realizada a avaliação do trabalho, são de parecer pela sua APROVAÇÃO no rito de defesa.

A outorga do título de doutor está sujeita à homologação pelo colegiado, ao atendimento de todas as indicações e correções solicitadas pela banca e ao pleno atendimento das demandas regimentais do Programa de Pós-Graduação.

CURITIBA, 18 de Março de 2021.

Assinatura Eletrônica

26/04/2021 10:28:51.0

RODRIGO DE ALMEIDA TEIXEIRA  
Presidente da Banca Examinadora

Assinatura Eletrônica

26/03/2021 18:18:39.0

RODRIGO JUNQUEIRA PEREIRA  
Avaliador Externo (UNIVERSIDADE FEDERAL DE RONDONÓPOLIS )

Assinatura Eletrônica

29/03/2021 16:22:08.0

ALDA LUCIA GOMES MONTEIRO  
Avaliador Interno (UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ)

Assinatura Eletrônica

26/03/2021 15:29:25.0

LENIRA EL FARO ZADRA  
Avaliador Interno (INSTITUTO DE ZOOTECNIA IZ/APTA-SAA/SP)

Dedico esta tese à Mainha, **Neidemar Felipe Evangelista**

## **AGRADECIMENTOS**

À DEUS, por estar sempre comigo, guiando meus passos e não me deixando desalentar, me dando forças para prosseguir e vencer os obstáculos da vida.

À minha família, que mesmo distante sempre me deram apoio.

Ao meu orientador Rodrigo de Almeida Teixeira e minha coorientadora Laila Talarico Dias, pela confiança, ensinamentos, orientações, paciência, e principalmente pela oportunidade de conclusão de mais uma etapa da minha vida acadêmica.

A professora Lenira e o professor Rodrigo Junqueira pelas conversas (em nossas reuniões virtuais), pelas incentivos, disponibilidade e pela grande contribuição nas análises estatísticas e críticas/sugestões na realização desta pesquisa. A professora Alda Lúcia por aceitar a participar da banca e contribuir com meu projeto de tese.

Aos amigos do GAMA-UFPR (Bárbara, Bruno, Cláudia, Daiane, Fernanda, Francisco, Gisele, Hendyel, Júlia, João, Juliana Portes, Lorena, Rodrigo Rossi, Simone, Suelen) que estiveram comigo nesta batalha, obrigado pelo companheirismo, conversas, discussões, churrascos e pelo prazer da convivência. Ao Professor Luis Gabriel Herrera pela disponibilidade e disposição em compartilhar seus conhecimentos.

Aos Professores do Programa de Pós-graduação em Zootecnia - UFPR, pelos ensinamentos prestados, que não só se importaram em repassar os conhecimentos como também em incentivar, despertando o senso crítico de caráter profissional. Em especial ao Professor Rodrigo de Almeida, que fez parte do meu comitê de orientação e presidente da minha banca de qualificação, além de ser um exemplo como pessoa e profissional.

À CAPES pela bolsa de estudo concedida, à Associação Paranaense de Criadores de Bovinos da Raça Holandesa (APCBRH) pela concessão dos dados para a realização deste trabalho.

A todos aqueles não citados nominalmente, mas cujas contribuições foram de suma relevância, os meus sinceros agradecimentos.

No dia em que eu saí de casa  
Minha mãe me disse: Filho, vem cá!  
Passou a mão em meus cabelos  
Olhou em meus olhos, começou falar

Por onde você for eu sigo  
Com meus pensamentos sempre onde estiver  
Em minhas orações eu vou pedir a Deus  
Que ilumine os passos seus

Eu sei que ela nunca compreendeu  
Os meus motivos de sair de lá  
Mas ela sabe que depois que cresce  
O filho vira passarinho e quer voar

Eu bem queria continuar ali  
Mas o destino quis me contrariar  
E o olhar de minha mãe na porta  
Eu deixei chorando a me abençoar

A minha mãe naquele dia  
Me falou do mundo como ele é  
Parece que ela conhecia  
Cada pedra que eu iria pôr o pé

E sempre ao lado do meu pai  
Da pequena cidade ela jamais saiu  
Ela me disse assim: Meu filho, vá com Deus  
Que este mundo inteiro é seu!

*No dia que eu sai de casa*  
(Joel Marques)

## RESUMO

A tese teve como objetivos: **(I)** determinar modelos adequados que expliquem a curva de lactação e porcentagens de sólidos nas três primeiras lactações de vacas Holandesas, **(II)** avaliar como os efeitos de região, estação do parto e ordem de lactação interagem de maneira a alterar a curva de lactação em vacas da raça Holandesa, **(III)** estimar os parâmetros genéticos para as características da curva de lactação e avaliação da persistência de lactação empregando modelos de regressão aleatória em vacas da raça Holandesa, **(IV)** estimar a associação genética entre a produção de leite e características de fertilidade em vacas primíparas da raça Holandesa e **(V)** estimar a associação genética entre a relação gordura:proteína, produção de leite e fertilidade em animais da raça Holandesa e estimar as curvas de relação gordura:proteína em vacas categorizadas como acidose ruminal e cetose subclínica. Foram utilizados dados do serviço de controle leiteiro da Associação Paranaense de criadores de bovinos da raça Holandesa (APCBRH) referentes ao período entre 2010 e 2019. **No capítulo I** foram utilizados 11 modelos e ajustados separadamente à cada lactação (1ª, 2ª e 3ª lactação) pelo procedimento NLIN do programa SAS, depois comparados com base em diferentes medidas de qualidade de ajuste. Constatou-se que o melhor modelo segundo os critérios de ajuste foi o de Wood (1967), Rook (1993) e Wilmink (1987) para produção de leite, enquanto para as características de sólidos os melhores modelos foram o Rook (1993) e Dijkstra (1997). De maneira geral, o modelo Papajcsik e Boderó (1988) proporcionou o pior ajuste para todas as características. **No capítulo II** as curvas de lactação foram estimadas pelo modelo Wood (1967) de acordo com ordem de lactação, região e estação de parto. E por meio do procedimento GLM do SAS, avaliou-se a influência dos fatores ambientais sobre os parâmetros da curva de lactação (produção inicial (PI), tempo ao pico (TP), produção no pico (PP) e persistência (PER)) e a produção de leite estimada (L305). Os resultados indicaram que o formato da curva de lactação é dependente dos fatores ambientais, mostrando que os fatores ambientais influenciaram significativamente nos parâmetros da curva de lactação. **No capítulo III** a primeira parte os parâmetros genéticos para as características das curvas de lactação (PI, TP, PP e PER) e produção de leite estimada (L305) foram estimados em análises unicaracterística e bicaracterística. As herdabilidades foram de baixa magnitude (0,05 a 0,10), exceto para a PP (0,33). As correlações genéticas entre as características da curva de lactação foram de moderada a alta magnitude, variando de -0,35 a 0,99, e estas com o L305 foram todas positivas e de moderada a alta magnitude (0,38 a 0,86). Na segunda parte para as seis medidas de persistência os parâmetros genéticos foram estimados com um modelo de regressão aleatória utilizando o software GIBBS2F90. De modo geral entre as características da curva de lactação sugere que a PP como critério de seleção, e entre as medidas de persistências, a PS3 e PS4 são ideais para análise de persistência. **No capítulo IV** os parâmetros genéticos foram estimados com um modelo de regressão aleatória, utilizado o software Gibbs2f90. A herdabilidade para as PLDC foram de baixa a moderada magnitude (0,16 a 0,23), enquanto que para as características de fertilidade foram de baixa magnitude (0,04 a 0,07). A correlação genética entre a PLDC e as características de fertilidades foram positivas. Em geral, os resultados indicam que as PLDC são herdáveis e podem ser usadas como critério de seleção, enquanto que para as características de fertilidade, o melhoramento genético pode ser demorado e lento através da seleção direta. Além disso, a seleção para o aumento da produção de leite pode prolongar os dias do parto até a primeira inseminação, dias do parto até a inseminação com sucesso e intervalo de partos. **No capítulo V** os distúrbios metabólicos (acidose ruminal e cetose



subclínica) foram avaliados com base na RGP e os parâmetros genéticos foram estimados com um modelo de regressão aleatória. Em geral, os resultados mostraram que 17,81%, das vacas estavam com algum nível de acidose ruminal ( $RGP < 1,0$ ) e 8,42% com cetose subclínica ( $RGP \geq 1,5$ ), mas a maior parte permaneceu dentro da faixa ideal. A herdabilidade para RGP variou entre 0,17 e 0,27, e a correlação genética com a PLDC foi negativa ao longo da lactação, enquanto que as correlações genéticas com as características de fertilidades foram positivas no início da lactação e negativas no final da lactação (exceto com a PP1C). Além disso, os resultados indicaram que a RGP é uma característica herdável, animais geneticamente com menor RGP no terço inicial e final da lactação é desejável para a PLDC, por outro lado é indesejável para as características de fertilidade.

**Palavras-chave:** Curvas de Lactação, Persistência, Regressão Aleatória, Relação Gordura:Proteína

## ABSTRACT

The thesis aim was: **(I)** determine appropriate models that explain the lactation curve and percentages of solids in the first three lactations of Holstein cows, **(II)** to evaluate how the effects of region, calving season and lactation order interact in order to alter the lactation curve in Holstein cows, **(III)** to estimate the genetic parameters for the traits of lactation curve and evaluation of persistence of lactation using random regression models in Holstein cows, **(IV)** to estimate the genetic association between milk production and fertility traits in primiparous Holstein cows and **(V)** to estimate the genetic association between the fat:protein ratio, and milk production and fertility in Holstein cows, and estimate the fat:protein ratio curves in cows categorized as ruminal acidosis and subclinical ketosis. Data from the dairy control service of the Paraná Holstein Breeders Association (APCBRH) from 2010 to 2019 were used. **In Chapter I**, 11 models were used and adjusted for each lactation (1st, 2nd and 3rd lactation) by the NLIN procedure of the SAS program, then compared based on different measures of fit quality. It was found that the best model according to the adjustment criteria was that of Wood (1967), Rook (1993) and Wilmink (1987) milk production, while for the traits of solids the best models were Rook (1993) and Dijkstra (1997). In general, the Papajcsik and Boderó (1988) model provided the worst fit for all traits. **In chapter II**, the lactation curves were estimated by the Wood model (1967) according to the lactation order, region and calving season. And through the SAS GLM procedure, the influence of environmental factors on the parameters of the lactation curve (initial milk production (PI), time in days to reach the peak of lactation (TP), Production at the peak of lactation (PP) and persistence (PER)) was evaluated and the estimated milk production (L305). The results indicated that the shape of the lactation curve is dependent on environmental factors, showing that environmental factors significantly influenced all parameters of the lactation curve. **In Chapter III** the first part, the genetic parameters for the traits of the lactation curves (PI, TP, PP and PER) and estimated milk production (L305) were estimated in univariate and bivariate analyzes. Heritabilities were of low magnitude (0.05 to 0.10), except for PP (0.33). The genetic correlations between the traits of the lactation curve were moderate to high magnitude, ranging from -0.35 to 0.99, and these with L305 were all positive and from moderate to high magnitude (0.38 to 0.86). In the second part for the six persistence measures, the genetic parameters were estimated with a random regression model using the GIBBS2F90 software. In general, among the traits of the lactation curve, it suggests that PP as a selection criterion, and among persistence measures, PS3 and PS4 are ideal for persistence analysis. **In chapter IV** the genetic parameters were estimated with a random regression model, using the Gibbs2f90 software. Heritability for PLDCs was low to moderate magnitude (0.16 to 0.23), while for fertility traits they were low (0.04 to 0.07). The genetic correlation between PLDC and fertility traits was positive. In general, the results indicate that PLDC are inheritable and can be used as a selection criterion, whereas for fertility traits, genetic improvement can be slow and slow through direct selection. In addition, selection for increased milk production can extend calving days until the first insemination, calving days until successful insemination and the calving interval. **In chapter V** metabolic disorders (ruminal acidosis and subclinical ketosis) were assessed based on RGP and genetic parameters were estimated using a random regression model. In general, the results showed that 17.81% of the cows had some level of ruminal acidosis (RGP <1.0) and 8.42% with subclinical ketosis (RGP ≥ 1.5), but most of them remained within the ideal range. Heritability for RGP ranged between 0.17 and 0.27, and the genetic correlation between RGP and PLDC was negative during lactation, while the genetic correlations

between RGP and fertility traits were positive at the early of lactation and negative at the end of lactation (except with PP1C). In addition, the results indicated that RGP is an inheritable trait, animals genetically with lower RGP in the initial and final third of lactation are desirable for PLDC, on the other hand it is undesirable for fertility characteristics.

**Keywords:** Lactation Curves, Persistence, Random Regression, Fat:protein Ratio.

## LISTA DE FIGURAS

FIGURA 1 – Curvas de lactação observada e estimada pelos modelos Wood (1967), Wilmink (1987) e Rook (1993) para raça Holandesa em função da ordem de lactação.....	67
FIGURA 2 – Curvas de porcentagem de gordura observada e estimadas pelo modelo Dijkstra (1997) e Rook (1993) para raça Holandesa em função da ordem de lactação.....	69
FIGURA 3 – Curvas de porcentagem de proteína observada e estimadas pelo modelo Dijkstra (1997) e Rook (1993) para raça Holandesa em função da ordem de lactação.....	70
FIGURA 4 – Curvas de relação gordura:proteína observada e estimadas pelo modelo Dijkstra (1997) e Rook (1993) para raça Holandesa em função da ordem de lactação.....	71
FIGURA 5 – Mapa de temperatura média anual do ar e pluviosidade no estado do Paraná, Brasil.....	81
FIGURA 6 – Curvas de lactação de vacas da raça Holandesa em função da ordem de parto.....	84
FIGURA 7 – Curvas de lactação para a raça Holandesa em função das estações de parto no estado do Paraná.....	88
FIGURA 8 – Curvas de lactação para a raça Holandesa em função das regiões no estado do Paraná, de acordo com a ordem de lactação.....	92
FIGURA 9 – Número de animais e média de produção de leite no controle leiteiro de acordo com os dias de lactação (classes quinzenais) .....	102
FIGURA 10 – Estimativas das variâncias genética ( $\sigma^2_a$ ), ambiente permanente ( $\sigma^2_{pe}$ ) e residual ( $\sigma^2_e$ ) para produção de leite no dia de controle (PLDC), em função dos dias em lactação (classes quinzenais) em vacas da raça Holandesa.....	122
FIGURA 11 – Média (linha colorida) e intervalos de credibilidade de 95% (área sombreada – colorida) a <i>posteriori</i> para as estimativas de herdabilidade ( $h^2_a$ ) para produção de leite no dia de controle (PLDC) em função dos dias em lactação (classes quinzenais) em vacas da raça Holandesa .....	123

FIGURA 12 – Estimativas das correlações genéticas entre PLDC em função dos dias lactação (classes quinzenais) em vacas da raça Holandesa .....	124
FIGURA 13 – Estimativas das correlações de ambiente permanente entre PLDC em função dos dias lactação (classes quinzenais) em vacas da raça Holandesa .....	125
FIGURA 14 – Médias (linha colorida) e intervalos de credibilidade de 95% (área sombreada – colorida) a <i>posteriori</i> para as estimativas de correlações genético-aditivas entre a PLDC e as características de Fertilidade em vacas Holandesas de primeira lactação.....	126
FIGURA 15 – Número de animais e média de Relação Gordura Proteína (RGP) em função dos dias de lactação (classes quinzenais) em vacas da raça Holandesa .....	132
FIGURA 16 – Curvas de relação gordura:proteína observada e estimada de vacas Holandesas propensas a acidose ruminal e cetose subclínica .....	137
FIGURA 17 – Estimativas das variâncias genética ( $\sigma^2_a$ ), de ambiente permanente ( $\sigma^2_{pe}$ ) e residual ( $\sigma^2_e$ ) para relação gordura:proteína (RGP) em função dos dias em lactação (classes quinzenais) em vacas da raça Holandesa .....	139
FIGURA 18 – Média (linha – colorida) e intervalos de credibilidade de 95% (área sombreada – colorida) a <i>posteriori</i> para as estimativas de herdabilidade ( $h^2_a$ ) para relação gordura:proteína (RGP) em função dos dias em lactação (classes quinzenais) em vacas da raça Holandesa .....	140
FIGURA 19 – Estimativas das correlações genéticas entre RGP em função dos dias lactação (classes quinzenais) em vacas da raça Holandesa .....	141
FIGURA 20 – Estimativas das correlações de ambiente permanente entre RGP em função dos dias lactação (classes quinzenais) em vacas da raça Holandesa .....	142
FIGURA 21 – Médias (linhas coloridas) e intervalos de credibilidade de 95% (área sombreada – coloridas) a <i>posteriori</i> para as estimativas de correlações genético-aditivas entre a RGP no controle leiteiro e as características de fertilidade e PLDC em vacas Holandesas .....	143

## LISTA DE TABELAS

TABELA 1 – Estimativas de herdabilidade ( $h^2$ ) para persistência na lactação em rebanhos da raça Holandesa .....	26
TABELA 2 – Estimativas de correlação genética entre persistência e características de produção .....	27
TABELA 3 – Estimativas de herdabilidade ( $h^2$ ) para as características de fertilidade de acordo com a literatura .....	35
TABELA 4 – Médias e desvio padrão das características avaliadas em rebanhos de vacas Holandesas.....	48
TABELA 5 – Modelos não lineares utilizados para descrever a curva de lactação e porcentagens de sólidos em vacas Holandesas .....	49
TABELA 6 – Estimativas de parâmetros para produção de leite de acordo com a ordem de lactação, estimado por diferentes modelos não lineares .....	51
TABELA 7 – Estimativas de parâmetros para porcentagem de gordura de acordo com a ordem de lactação, estimado por diferentes modelos não lineares.....	53
TABELA 8 – Estimativas de parâmetros para porcentagem de proteína de acordo com a ordem de lactação, estimado por diferentes modelos não lineares.....	54
TABELA 9 – Estimativas de parâmetros para relação gordura:proteína (RGP) de acordo com a ordem de lactação, estimado por diferentes modelos não lineares .....	55
TABELA 10 – Comparação da qualidade do ajuste para curvas de lactação de acordo com a ordem de lactação, para diferentes modelos não lineares .....	57
TABELA 11 – Comparação da qualidade do ajuste para curvas de porcentagem de gordura de acordo com a ordem de lactação, para diferentes modelos não lineares .....	60
TABELA 12– Comparação da qualidade do ajuste para curvas de porcentagem de proteína de acordo com a ordem de lactação, para diferentes modelos não lineares.....	61
TABELA 13 – Comparação da qualidade do ajuste para curvas de relação gordura:proteína de acordo com a ordem de lactação, para diferentes modelos não lineares .....	62
TABELA 14 – Tempo ao pico/ponto mínimo (TP) em dias, produção no pico/ponto mínimo (PP) de lactação para curvas de lactação, porcentagem de	

gordura (%G), porcentagem de proteína (%P) e relação gordura:proteína (RGP) de acordo com a ordem de lactação, estimado por diferentes modelos não lineares .....	64
TABELA 15 – Características das curvas de lactação segundo modelo Wood.....	79
TABELA 16 – Número de animais por estação de parto dentro de cada ordem de lactação.....	80
TABELA 17 – Número de animais conforme a região no estado do Paraná, de acordo com a ordem de lactação .....	80
TABELA 18 – Parâmetros da curva de lactação estimados pelo modelo Wood em vacas Holandesas no Estado do Paraná em função da ordem de lactação.....	82
TABELA 19 – Parâmetros da curva de lactação estimados pelo modelo Wood em vacas Holandesas no Estado do Paraná em função das estações de parto.....	85
TABELA 20 – Parâmetros da curva de lactação estimados pelo modelo Wood em vacas Holandesas em função das regiões no estado do Paraná .....	89
TABELA 21 – Características das curvas de lactação segundo modelo Wood .....	100
TABELA 22 – Estatística descritiva para as características das curvas de lactação e Produção de leite total (L305) de vacas da raça Holandesa.....	101
TABELA 23 – Medidas de persistência e produção acumulada em 305 (P305) dias .....	104
TABELA 24 – Estimativas de herdabilidades para as características da curva de lactação em vacas da raça Holandesa .....	105
TABELA 25 – Estimativas de correlação genética entre as características da curva de lactação em vacas da raça Holandesa .....	107
TABELA 26 – Estimativas de herdabilidade (diagonal) e correlações genéticas (acima da diagonal) entre medidas de persistência (PS1 a PS6) e produção acumulada em até 305 dias (P305) .....	108
TABELA 27 – Estimativas de correlação genética entre as medidas de persistência (PS1, PS2, PS3, PS4, PS5 e PS6) e as produções de leite no controle leiteiro (PLDC).....	110
TABELA 28 – Estatísticas descritivas das características de produção e de fertilidade de vacas da raça Holandesa.....	118

TABELA 29 – Estimativas de componentes de variância e herdabilidade para as características de fertilidade.....	121
TABELA 30 – Estatísticas descritivas das características de produção e de fertilidade de vacas da raça Holandesa.....	134
TABELA 31 – Porcentagens e número de animais com ou sem indicativos de problemas metabólicos por região no estado do Paraná .....	138



## **LISTA DE ABREVIATURAS OU SIGLAS**

APCBRH - Associação Paranaense de criadores de bovinos da raça Holandesa

PLDC - Produção de leite no controle leiteiro

RGP - Relação Gordura:Proteína

PER - Persistência

TP - Tempo do pico de lactação

PP - Produção no pico de lactação

L305 - Volume de leite total

VG - Valor Genético

PS - Persistência

DMA - Desvio médio absoluto dos resíduos

AIC - Critério de Informação de Akaike

BIC - Critério de Informação Bayesiano

RMSE - Raiz do erro quadrático médio

PP1C - Período do parto até a primeira cobertura

PS - Período de serviço

IP - Intervalo de partos

## LISTA DE SÍMBOLOS

$\Sigma$  - Somatório de números

% - Porcentagem

$\sigma^2_a$  – Variância genética aditiva

$\sigma^2_{ep}$  - Variância de ambiente permanente

$\sigma^2_r$  – Variância residual

$\sigma^2_p$  – Variância fenotípica

$h^2_a$  - herdabilidade

## SUMÁRIO

<b>1 INTRODUÇÃO</b>	21
<b>2 REVISÃO DE LITERATURA</b>	22
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	36
<b>3 CAPÍTULO I - AJUSTE DAS CURVAS DE PRODUÇÃO DE LEITE E PORCENTAGENS DE SÓLIDOS EM VACAS HOLANDESAS</b>	46
INTRODUÇÃO	46
MATERIAL E MÉTODOS	48
RESULTADOS E DISCUSSÕES	50
CONCLUSÃO	72
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	73
<b>4 CAPÍTULO II - REVELANDO FATORES AMBIENTAIS NAS CURVAS DE LACTAÇÃO EM VACAS HOLANDESAS</b>	77
INTRODUÇÃO	77
MATERIAL E MÉTODOS	78
RESULTADOS E DISCUSSÕES	82
CONCLUSÃO	93
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	94
<b>5 CAPÍTULO III - PARÂMETROS GENÉTICOS PARA CARACTERÍSTICAS DA CURVA DE LACTAÇÃO DE BOVINOS DA RAÇA HOLANDESA</b>	98
INTRODUÇÃO	98
MATERIAL E MÉTODOS	99
RESULTADOS E DISCUSSÕES	105
CONCLUSÃO	111
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	112
<b>6 CAPÍTULO IV - ASSOCIAÇÃO GENÉTICA ENTRE PRODUÇÃO DE LEITE E FERTILIDADE EM VACAS HOLANDESAS</b>	116
INTRODUÇÃO	116
MATERIAL E MÉTODOS	117
RESULTADOS E DISCUSSÕES	121
CONCLUSÃO	127
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	128

<b>7 CAPÍTULO V - RELAÇÃO GORDURA:PROTEÍNA, COMO CARACTERÍSTICA INDICADORA DE BALANÇO ENERGÉTICO NEGATIVO, E ASSOCIAÇÕES COM PRODUÇÃO DE LEITE E CARACTERÍSTICAS DE FERTILIDADE EM VACAS HOLANDESAS DE PRIMEIRA LACTAÇÃO .....</b>	<b>130</b>
INTRODUÇÃO .....	130
MATERIAL E MÉTODOS .....	132
RESULTADOS E DISCUSSÕES .....	136
CONCLUSÃO.....	146
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....	147
<b>8 CONSIDERAÇÕES FINAIS .....</b>	<b>150</b>

## 1 INTRODUÇÃO

A produção de leite e seus constituintes são as principais características na bovinocultura leiteira uma vez que são as geradoras diretas de receitas. Portanto, grande maioria dos programas de melhoramento genético inclui tais características em seus índices de seleção, ainda que com diferentes ênfases, mas sempre visando o aumento do potencial produtivo. Nestes programas as curvas de lactação e porcentagens de sólidos têm sido utilizadas por fornecer informações valiosas que são essenciais para avaliar a eficiência biológica e econômica do animal (NADERI, 2018) e, além disso, são úteis para avaliação genética, monitoramento de saúde, decisões sobre manejo nutricional e planejamento.

Neste sentido diferentes modelos matemáticos têm sido desenvolvidos ao longo dos anos para descrever as curvas de lactação e porcentagens de sólidos e, dentre os vários modelos estatísticos utilizados, o modelo de Wood (1967) é apontado como um daqueles que proporciona bom ajuste e simplicidade de aplicação e, por isso, é preferido por diversos autores (SILVESTRE et al., 2009; HOSSEIN-ZADEH, 2016).

Para estimação dos parâmetros genéticos das curvas de lactação e porcentagens de sólidos, os modelos de regressão aleatória (MRA) têm sido uma boa alternativa. Dorneles et al. (2009) avaliando dados de gado Holandês do Rio Grande do Sul, relataram que a produção de leite no dia do controle é uma característica de herdabilidade moderada e que a seleção pode promover progresso genético satisfatório. Vale ressaltar que no Brasil pesquisas envolvendo a utilização de modelos de regressão aleatória com dados de sólidos do leite são escassas.

Vários autores estimaram as curvas de lactação (GONÇALVES et al., 2002; LAZZARI et al., 2013) e de porcentagens de sólidos (FELTES et al., 2016) em vacas Holandesas em diversos estados do Brasil. Entretanto, no Paraná, utilizando informações de bovinos puros da raça Holandesa, poucos estudos das curvas de lactação foram realizados (MOLENTO et al., 2004; SCORSATO et al., 2014; FERREIRA et al., 2015). Além disso, foram realizados antes da implementação das ferramentas genômicas para seleção de touros e antes da reformulação das ponderações e agrupamento de características na avaliação para tipo, mudanças que ocorreram após o ano de 2010, fatos que justificam a execução de novos estudos nessa área.

A defasagem nos estudos das curvas de lactação representa uma fragilidade nos critérios para tomada de decisão sobre descartes e seleção de animais geneticamente superiores ao compararmos animais com informações em diferentes estágios da lactação. Sendo assim, o objetivo deste estudo foi estimar associação genética entre a produção de leite, relação gordura:proteína e características de fertilidade em vacas primíparas da raça Holandesa.

## **2 REVISÃO DE LITERATURA**

A bovinocultura leiteira no Brasil é uma das atividades com grande importância econômica no âmbito da agropecuária. Por essa razão, o agronegócio do leite e seus derivados desempenha um papel relevante na economia do país. A utilização de matrizes e reprodutores geneticamente selecionados tem uma importância estratégica para a viabilidade da atividade pecuária e, no caso dos animais leiteiros, é fundamental conhecer as curvas de lactação e porcentagens de sólidos, que podem ser representadas graficamente pelo nível de produção (leite e sólidos) em função do tempo de lactação após o parto. Dessa forma, há a necessidade de utilizar modelos matemáticos, para descrever por meio de funções o processo fisiológico da produção leiteira e suas modificações ao longo de cada lactação.

### **Curvas de Lactação e Porcentagens de Sólidos**

A curva de lactação e porcentagens de sólidos é uma representação gráfica da produção diária (leite e sólidos) em função do tempo de lactação, sendo estimada por diversos modelos estatísticos. A primeira função matemática usada para descrever a curva de lactação de uma vaca foi proposta por Brody et al. (1923), que utilizaram uma função exponencial para descrever a fase de declínio da lactação em gado leiteiro. O conhecimento das curvas de lactação é útil, pois permite estimar a produção total a partir de produções parciais, possibilitando o descarte precoce e a avaliação de reprodutores a partir de lactações incompletas de suas filhas (GLÓRIA et al., 2010).

Além disso, a curva de lactação apresenta alguns componentes importantes que são utilizados para auxiliar o manejo nas fazendas leiteiras, tais como, a produção de leite no pico de lactação, o tempo para atingir o pico de produção de leite, duração da lactação e a persistência. Esses parâmetros descrevem o formato da curva de lactação e precisam ser bem conhecidos, pois apresentam uma variação genética

(BATRA et al., 1987), permitindo que a seleção para essas características possa melhorar a eficiência na produção (TEKERLI et al., 2000).

Em geral, o padrão comum das curvas de lactação em bovinos leiteiros é que a produção de leite aumenta a partir do início da lactação, atinge um pico e depois diminui lentamente até o término da lactação (DUQUE et al., 2018). Enquanto a curva de lactação é caracterizada por um rápido aumento durante as primeiras semanas após o parto, seguido por um declínio lento, as curvas para porcentagem de gordura e porcentagem de proteína seguem a tendência oposta (WOOD, 1976), sua produção diminui rapidamente durante as primeiras semanas, estabiliza em um nível mínimo (ponto mínimo) e aumenta novamente (BOUALLEGUE e M'HAMDI, 2020), devido ao efeito de diluição (EICHER, 2004).

A primeira função matemática para descrever a curva de porcentagens de sólidos foi proposta por Wood (1976). O autor relatou que esta função poderia ser usada tanto para descrever a produção de leite quanto as porcentagens de gordura e proteína na lactação. A variação das concentrações de gordura e proteína do leite ao longo da lactação deve ser analisada quando se tenta usar componentes do leite como critérios de seleção, visto que recentemente os produtores recebem um preço diferente ou bonificação pela melhoria da quantidade de gordura, proteína e outros sólidos do leite.

Portanto, estudos que envolvem a modelagem da curva de lactação e seus constituintes, devem ser analisados com cautela, dado que é ferramenta a ser utilizada em programas de seleção e em tomadas de decisão cotidianas sobre o manejo dos rebanhos, e interpretações equivocadas ou a utilização de modelos que não estejam bem ajustados ao conjunto de dados, pode levar a perdas produtivas e econômicas nos rebanhos leiteiros (PEREIRA et al., 2016).

Assim, o conhecimento da produção de leite e seus componentes ao longo da lactação, pode auxiliar no manejo das fazendas leiteiras e serve também para a realização de descarte e seleção dos animais. Tal fato ocorre pelas estimativas das características da curva, tais como, pico de lactação/ponto mínimo, persistência de lactação e volume total de leite (WOOD, 1980).

#### *Pico de lactação/ Ponto mínimo*

O pico de lactação pode ser definido como a produção máxima de leite alcançada em um dia da lactação (Wood, 1967), e o ponto mínimo como um teor

mínimo dos componentes gordura e proteína alcançado em um dia da lactação, ambos os pontos são de fácil visualização em gráfico de curva de lactação. Segundo Macciotta et al. (2005), o pico de lactação ocorre entre 4 e 8 semanas após o parto. Em contrapartida, o ponto mínimo da curva de porcentagem de gordura fica aproximadamente 3 semanas antes do pico de produção de leite, enquanto a concentração de proteína coincide com o pico de produção de leite (QUINN et al., 2005).

Mas é de se saber que nem todas as vacas apresentam as mesmas características no pico de lactação e ponto mínimo, pois estas são fortemente influenciadas por diversos fatores ambientais, tais como raça, idade ao parto, ordem de lactação e estação de parto.

Daltro et al. (2019) avaliando vacas da raça Holandesa, Gir e seis cruzamentos genéticos entre Holandês x Gir que é oficialmente denominada raça Girolando no Brasil, verificaram que vacas Holandesas chegam ao pico de lactação tardiamente (93 dias), quando comparada com vacas da raça Gir (68 dias). Por outro lado, vacas Holandesas apresentam maior produção ao pico com 27,87 Kg leite, enquanto vacas da raça Gir tem uma produção de 16,64 Kg leite.

Levando em conta a ordem de lactação, Bouallegue et al. (2014), trabalhando com vacas Holandesas na Tunísia, observaram que animais de primeira ordem de lactação tiveram produção média no pico de 23,65 kg, o qual ocorreu aos 48 dias, já para os animais de terceira ordem de lactação, a produção no pico foi de 27,48 kg e ocorreu aos 42 dias. Essa discrepância entre o tempo e produção do pico de lactação podem estar relacionados com adaptação das vacas ao sistema de ordenha (RUAS et al., 2014), desenvolvimento da glândula mamária (RAIDAN et al., 2015) e número de células secretoras (JACOPINI et al., 2016).

Embora estas características sofram grande influência do ambiente, o pico de lactação é constituído por um ponto de apoio à tomada de decisão no esquema de melhoramento genético, havendo a possibilidade de incluí-las como critérios adicionais no futuro (MIRANDA et al., 2019). Nessa perspectiva, alguns autores verificaram a variação genética sobre as mesmas, Albarrán-Portillo e Pollott (2008), avaliando rebanhos leiteiros do Reino Unido, verificaram estimativas de herdabilidade de 0,30 para produção de leite no pico de lactação e 0.003 para o dia do pico. Desta forma, percebe-se que a característica produção no pico de lactação tem melhor



resposta a seleção quando comparada com tempo do pico como uma característica indicadora para melhorar geneticamente o formato da curva de lactação.

Boujenane e Hilal (2012), analisando os efeitos genéticos da curva de lactação de vacas Holandesas no Marrocos, verificaram que existe uma correlação genética positiva (0.98) entre a produção no pico de lactação e o volume de leite aos 305 dias. Os autores sugerem que a seleção para vacas de maior produção no pico de lactação poderá levar maior produção acumulada aos 305 dias. Embora haja uma gama de trabalhos que relataram parâmetros genéticos para a característica pico de lactação, ainda são escassos os trabalhos que tratam sobre o ponto mínimo, principalmente utilizando informações de rebanhos brasileiros, portanto há necessidade de aprofundar estudos em tal área.

#### *Persistência na lactação*

A persistência é o principal componente da curva de lactação (WOOD, 1967), e na literatura há diferentes definições da persistência na lactação, entre elas, podem-se citar as seguintes: a taxa de diminuição da produção de leite a partir da produção máxima (SANDERS, 1930), extensão pela qual a produção máxima na lactação é mantida (WOOD, 1967), capacidade da vaca em continuar a produzir leite nos níveis de produção do pico em toda a lactação (TEKERLI, 2000) e ainda pode ser definida como a taxa de declínio na produção de leite após o pico da produção (HICKSON et al., 2006).

Segundo Cobuci et al. (2003) a persistência na lactação pode ser obtida pela utilização de diferentes métodos: razão entre as produções de leite em diferentes estágios da lactação, variação da produção de leite durante o período da lactação, através dos parâmetros dos modelos matemáticos e dos valores genéticos obtidos por meio de coeficientes aleatórios dos modelos de regressão aleatória. Nos últimos anos, os modelos de regressão aleatória (MRA) têm sido amplamente utilizados para avaliação genética da produção de leite no dia do controle e então os valores genéticos são utilizados para estimar o mérito genético para persistência.

Estudos têm constatado que animais com curvas mais persistentes possuem menor necessidade energética, consome menos concentrado e podem ser alimentadas com dietas de menor custo de produção (SÖLKNER e FUCHS, 1987), estão sujeitas a menores estresses fisiológicos, minimizando a incidência de problemas reprodutivos e metabólicos (TEKERLI et al., 2000), são vacas relacionadas

à uma melhor saúde (COLE e VANRADEN, 2006), além disso, produzem maiores quantidades de leite durante a lactação (PEREIRA et al., 2012), e consequentemente esses aspectos aumentam a rentabilidade dos produtores.

Dessa forma, alguns autores têm estimado os parâmetros genéticos para essa característica. Na Tabela 1 foram apresentados os valores de herdabilidade estimados por meio de vários métodos de mensuração da persistência na lactação em rebanhos de vacas da raça Holandesa.

Tabela 1. Estimativas de herdabilidade ( $h^2$ ) para persistência na lactação em rebanhos da raça Holandesa

<b>Autor</b>	<b><math>h^2</math></b>	<b>Raça</b>	<b>Lactação</b>	<b>Metodologia</b>
Rekaya et al. (2001)	0,17	Holandês	1 <sup>a</sup>	PMM
Rekaya et al. (2001)	0,16	Holandês	2 <sup>a</sup>	PMM
Rekaya et al. (2001)	0,14	Holandês	3 <sup>a</sup>	PMM
Jakobsen et al. (2002)	0,14	Holandês	1 <sup>a</sup>	MRA
Muir et al. (2004)	0,18 ±0,02	Holandês	1 <sup>a</sup>	PMM
Cobuci et al. (2006)	0,23	Holandês	1 <sup>a</sup>	MRA
Weller et al. (2006)	0,16	Holandês	1 <sup>a</sup>	RPL
Weller et al. (2006)	0,26	Holandês	2 <sup>a</sup>	RPL
Weller et al. (2006)	0,27	Holandês	3 <sup>a</sup>	RPL
Farhangfar et al. (2007)	0,08	Holandês	1 <sup>a</sup>	PMM
Khorshidie et al. (2012)	0,22	Holandês	1 <sup>a</sup>	MRA
Chegini et al. (2015)	0,05±0,01	Holandês	1 <sup>a</sup>	PMM
Torshizi (2016)	0,03 ±0,01	Holandês	1 <sup>a</sup>	RPL
Torshizi (2016)	0,02±0,01	Holandês	1 <sup>a</sup>	RPL
Torshizi et al. (2018)	0,13±0,004	Holandês	1 <sup>a</sup>	PMM
Torshizi et al. (2018)	0,09 ±0,002	Holandês	1 <sup>a</sup>	MRA
Chegini et al. (2019)	0,10±0,02	Holandês	1 <sup>a</sup>	RPL
Grayaa et al. (2019)	0,21 ± 0,01	Holandês	1 <sup>a</sup>	RPL
Padilha et al. (2019)	0,15	Holandês	1 <sup>a</sup>	MRA

$h^2$  - herdabilidades; MRA= Modelos de Regressão Aleatória; RPL = Razão entre as produções de leite em diferentes estágios da lactação; PMM = Parâmetros dos modelos matemáticos

Pela Tabela 1, na literatura científica percebe-se grande variação nos valores de herdabilidade para persistência na lactação. De maneira geral, pode-se notar que os valores estimados de herdabilidade foram de baixas a moderadas magnitudes, indicando possibilidade de melhora genética através da seleção. Ademais, essas diferenças observadas nas estimativas podem ser atribuídas às diferentes amostras das populações, rebanho e condições de manejo, etc. Além disso, essa diferença

pode estar relacionada devido aos diferentes métodos de obtenção desta característica, sendo que as estimativas de herdabilidade variam amplamente devido a métodos diferentes de medir a persistência (BADRI et al., 2011). A fim de avaliar e entender as relações entre a persistência na lactação com as características de produção, alguns autores estimaram correlações genéticas entre estas características (Tabela 2).

Tabela 2. Estimativas de correlação genética entre persistência e características de produção

Autores	Raça	Características		
		PL	PG	PP
Muir et al. (2004)	Holandês	0,21± 0,06	-	-
Cobuci et al. (2004)	Holandês	0,35	-	-
Weller et al. (2006)	Holandês	0,43	0,34	0,43
Farhangfar et al. (2007)	Holandês	0,53	-	-
Biassus et al. (2010)	Holandês	0,53	0,48	0,25
Biassus et al. (2010)	Holandês	0,39	0,23	0,63
Yilmaz et al. (2011)	Holandês	0,37	-	-
Boujena e Hilal (2012)	Holandês	0,89	-	-
Canaza-Cayo et al. (2015)	Girolando	0,17	-	-
Canaza-Cayo et al. (2015)	Girolando	0,21	-	-
Canaza-Cayo et al. (2015)	Girolando	0,30	-	-
Chegini et al. (2019)	Holandês	0,46±0,09	-	-
Chegini et al. (2019)	Holandês	0,57±0,06	-	-
Shokri-Sangari et al. (2019)	Holandês	0,18	-	-

PL = Produção de leite em até 305 dias; PG = Produção de Gordura em até 305 dias; PP = Produção de Proteína em até 305 dias

A correlação genética positiva moderada entre a persistência na lactação e a produção de leite em 305 dias indica que a seleção para aumentar a produção de leite melhoraria levemente a persistência na lactação (Tabela 2). Observa-se que na literatura são escassas as estimativas de correlação genética entre persistência e porcentagem de proteína e gordura. Embora vários estudos indiquem a importância da utilização dessa característica na avaliação genética de animais, a maior parte dos programas de melhoramento genético de rebanhos leiteiros, em diferentes países, não incluiu a persistência de lactação em seus programas de seleção.

## Modelos matemáticos para estimar as curvas de lactação e porcentagens de sólidos

Brody et al. (1923) foram os primeiros autores a proporem um modelo matemático ( $Y = ae^{-ct}$ ) para descrever a curva de lactação. No entanto, este modelo só explicava a fase de declínio da curva, ignorava o pico de lactação e toda a parte inicial, deste modo tornando-o impróprio para estimar uma curva de lactação. Com o passar dos anos, muitas funções matemáticas foram propostas e comparadas às existentes, na expectativa de melhor prever o formato das curvas de lactação e suas implicações quanto ao manejo, à reprodução e a seleção (LAZZARI et al., 2013).

Sikka (1950) propôs um modelo, ( $Y = a \cdot e^{(bt + ct^2)}$ ), que descreveu a curva de lactação em forma de sino, onde o pico de lactação era estimado no meio da curva. Nelder (1966) propôs um modelo ( $Y = a + bt + ct^2$ ) conhecido como polinomial inverso, porém este modelo pressupõe um pico de lactação mais cedo que o normal. Dessa forma, estes modelos, assim como o de Brody, apresentavam algumas limitações.

Wood (1967) apresentou um modelo ( $Y = at^b e^{-ct}$ ) conhecido como função gama incompleta, e tem sido o mais utilizado pela maioria dos pesquisadores que estudam a forma da curva de lactação e porcentagens de sólidos (SILVESTRE et al., 2009), devido a sua simplicidade de implementação e precisão da descrição das curvas (KOPEC, 2013), ademais, este modelo permite que as características da curva de lactação ou sólido sejam conhecidas.

Embora o modelo de Wood (1967) seja o padrão para estudo de curvas de lactação e porcentagens de sólidos, Cobby e Le Du (1978) relatam que este modelo leva uma maior falta de ajuste em torno do pico de lactação, desta forma os mesmos propuseram um modelo ( $y = a - bt - a \exp^{-ct}$ ) com o intuito de melhorar a predição em torno do pico de lactação, que na verdade é uma modificação do modelo Wood. Nos modelos descritos acima, considera-se “Y” = como a produção de leite no tempo “t”, que é o período de tempo (em dias) após o parto em que foi medida a produção de leite e porcentagens de sólidos, “a,” “b” e “c” são os parâmetros específicos de cada modelo.

Em seguida, Wilmink (1987) ao ajustar a produção de leite, gordura e proteína no dia do controle leiteiro em vacas Holandesas propuseram um modelo ( $y = a + bt + ce^{-k}$ ) que é uma modificação do modelo proposto por Cobby e Le Du (1978). Segundo Wilmink (1987), o parâmetro k está relacionado ao momento da lactação em

que ocorre o pico e geralmente constitui um valor fixo, derivado de uma análise preliminar da produção média.

Grossman e Koops (1988) propuseram um modelo matemático baseado em somas de funções logísticas, denominado multifásico, em que a lactação é visualizada em duas etapas, onde a primeira corresponde uma inclinação até o pico da lactação e segunda fase é uma diminuição progressiva da produção após o pico (BOUALLÈGUE e HAMDI, 2019).

Desde então, diversos autores têm comparado diferentes modelos na tentativa de encontrar o melhor modelo que se ajuste as curvas de lactação e porcentagens de sólidos. Younesi et al., (2019) avaliando vacas Holandesas no Irã, relataram que os melhores modelos foram o de Wilmink (1987) para produção de leite, Dijkstra (1997) para porcentagem de gordura e, Ali e Schaeffer (1987) para porcentagem de proteína.

No entanto, todos estes modelos citados acima, estimam as curvas e seus parâmetros por técnicas de regressão simples, que geralmente ignoram as covariâncias entre as produções (leite e sólidos) no dia do controle leiteiro (ALI e SCHAEFFER, 1987). Nesse sentido, Schneeberger (1981), estudando vacas da raça Pardo Suíça, procurou definir um modelo para estimar curvas de lactação e investigar influências genéticas e ambientais sobre a curva de lactação e discutir a relação da curva de lactação com os volumes de produção de leite e gordura.

### **Modelos de Regressão Aleatória**

Com o desenvolvimento de computadores de maior capacidade de processamento, tem sido cada vez mais sugerido a utilização de modelos de regressão aleatória (MRA), metodologia que foi proposta inicialmente por Henderson Jr. (1982) e que se tornou uma alternativa em avaliações genéticas para características como produções de leite e porcentagens de sólidos no dia do controle, pois são consideradas medidas repetidas ou dados longitudinais (características que são mensuradas sequencialmente no mesmo animal ao longo do tempo).

Ptak e Schaeffer (1993) foram os primeiros autores apresentarem um modelo de avaliação apropriado para produção de leite no dia do controle leiteiro, conhecidos como “Test Day Model”. Mas somente um ano depois Schaeffer e Dekkers (1994), sugeriram as primeiras aplicações de modelos de regressão aleatória na pecuária de leite para avaliação genética de produção de leite no dia do controle leiteiro, assim

permitindo ajustar as variações dos efeitos genéticos e ambientais simultaneamente e ao longo da lactação.

Com o passar dos anos, o uso de modelos de regressão aleatória se tornou mais frequente nas avaliações genéticas de dados longitudinais em diferentes espécies. Assim, esta metodologia permite estimar os parâmetros genéticos com maior precisão e pode ajudar a aumentar os ganhos genéticos obtidos por seleção (AZEVEDO JUNIOR et al., 2018), desta forma sua aplicação nas avaliações genéticas de bovinos leiteiros tem trazido benefícios para as raças.

O uso dos Modelos de Regressão Aleatória se popularizou com a utilização de funções de Wilmink e Ali e Schaeffer (ALI e SCHAEFFER, 1987), mas em seguida, priorizou-se a utilização dos polinômios ortogonais de Legendre e as funções splines. Na bovinocultura de leite, polinômios ortogonais de Legendre são comumente as funções mais utilizadas para as curvas de lactação e sólidos (ROOS et al., 2004; COSTA et al., 2008; SANTANA et al., 2017; OLIVEIRA et al., 2019).

Embora os modelos de regressão vêm sendo utilizados em avaliações genéticas em países, como Alemanha (LIU et al., 2001), Canadá (KISTEMAKER, 2003), Reino Unido (MRODE et al., 2003) e Itália (MUIR et al., 2007), no Brasil, vários pesquisadores (AZEVEDO JUNIOR et al., 2018; PADILHA et al., 2019; MENÉNDEZ-BUXADERA et al., 2020) têm utilizado esta metodologia na produção de leite, porém, ainda para finalidade de pesquisa e comparação de modelos.

Na literatura existe um grande número de comparações de modelos de regressão aleatória para avaliar a produção de leite e porcentagens de sólidos, sendo que os polinômios Ortogonais de Legendre com diferentes ordens de ajustes, sugeridos por Kirkpatrick et al. (1990), têm sido as funções mais utilizadas. No entanto, não há um consenso de qual modelo de regressão aleatória que melhor se ajusta às análises para essas características de produção leite e seus componentes, levando-se em conta o dia do controle leiteiro.

Costa et al. (2008), utilizaram polinômios de Legendre (LEG) de ordens 3 a 5, sob homogeneidade (1 classe) ou heterogeneidade (4 ou 29 classes) de variâncias residuais, e concluíram que o modelo que utilizou o LEG de ordem 5 e variância residual homogênea é uma opção que melhor ajusta à produção de leite no dia do controle. Dorneles et al. (2009), constataram que o modelo com LEG de ordem quatro, configura-se como uma boa ferramenta para estimação de parâmetros genéticos da produção de leite ao longo da lactação. Na China, Li et al. (2019) relataram que o

modelo com polinômios de Legendre de ordem 3 e variâncias heterogêneas apresentam os melhores ajustes para descrever a variação genética da produção de leite no dia do controle durante o período de lactação. Todos os estudos supracitados foram em bovinos da raça Holandesa.

Padilha et al. (2016), avaliando rebanhos de bovinos da raça Holandesa no Brasil, relataram que um modelo de regressão aleatória usando o polinômio de quarta ordem de Legendre é o modelo mais recomendado para avaliações genéticas de produção de gordura e proteína em bovinos da raça Holandesa. Sob outra perspectiva, Barros (2014) também avaliando bovinos da raça Holandesa, relata que entre os diversos modelos utilizado, LEG de ordem 3 (2ª lactação) e de ordem 4 (3ª lactação) foram os que melhores se ajustaram na estimação de parâmetros genéticos para teores de gordura.

Embora a utilização de modelos de regressão aleatória com polinômios de Legendre tenha se tornado um padrão para descrever a produção de leite e porcentagens de sólidos durante a lactação, o uso desses modelos tem sido utilizado para relacionar as características de longitudinais com características pontuais, tais como, balanço energético e fertilidade (HUTTMANN et al., 2008; BANOS e COFFEY, 2010).

### **Balanço Energético**

Na pecuária leiteira o termo balanço energético (BE) é usado para descrever a relação entre a ingestão de energia na dieta e a utilização de energia para manutenção e produção (ALPHONSUS et al., 2015). O BE fornece um elo essencial entre as características de produtivas e reprodutivas, porque ambas dependem de uma fonte comum de energia, que é particionada de forma eficiente para manter os níveis de produção e a capacidade do animal de permanecer saudável e fértil (VERBYLA et al., 2010).

Porém, um desequilíbrio energético pode levar a vaca ao balanço energético negativo (BEN). Este termo é comumente usado para descrever o período no início da lactação, quando a energia disponível para a vaca a partir da ingestão de alimentos é menor do que a energia usada pela vaca para a produção, manutenção e atividade (COFFEY et al., 2002). Nesse sentido as reservas corporais são mobilizadas para compensar este déficit de energia.

Embora a mobilização de reservas corporais contribua com quantidades significativas de energia para a produção de leite, uma mobilização excessiva pode causar problemas de saúde e piorar o desempenho dos animais (EUSTÁQUIO FILHO et al., 2010). Desta forma, esta condição de BEN tem sido associada a doenças metabólicas, tais como, cetose clínica ou subclínica, fígado gorduroso, mastite e retenção de placenta (DAIBERT et al., 2018; SOARES et al., 2020), além disso, é altamente relacionado com perdas na produção de leite e diminuição na fertilidade (CHAPINAL et al. 2012).

Na prática, medidas diretas do status de balanço energético baseia-se principalmente na ingestão de ração e produção de leite de cada vaca (BASTIN et al., 2013). No entanto, esta estimativa em condições de campo é difícil, porque o conteúdo de energia da alimentação depende muito de fatores ambientais, como clima, processamento e armazenamento (REIST et al., 2002), além de ser cara e inviável para grande rebanhos. Ademais, o estado de energia deve ser considerado nos programas de melhoramento, e para isso são necessários indicadores de baixo custo que ajudem a determinar o estado de energia das vacas (MEHTIO et al., 2020).

Desta forma, indicadores indiretos como escore de condição corporal (VRIES e VEERKAMP, 2000), metabólitos do sangue, como  $\beta$ -hidroxibutirato (REIST et al., 2002), ácidos graxos não esterificados (CLARK et al., 2005), peso corporal (SPURLOCK et al., 2012), entre outras características, foram sugeridas como indicadores de balanço energético. Porém, nem todos estes indicadores podem ser aplicados rotineiramente nas propriedades leiteiras para serem inseridos nos programas de melhoramento genético animal, além disso, algumas são de difíceis mensurações e custos elevados.

Como uma alternativa que indica o BEN, tem surgido a relação gordura:proteína do leite (RGP) (BUTTCHEREIT et al., 2010). É uma característica comumente usada, que pode ser obtida a partir do registro da rotina do leite sem nenhum custo extra e monitora problemas de saúde e fertilidade durante as fases críticas da lactação (NEGUSSIE et al., 2013). Além disso, pode ser utilizado como uma medida do estado de balanço energético e como critério de seleção para melhorar a estabilidade metabólica, além de ser uma ferramenta fácil de diferenciar entre vacas que podem ou não lidar com os desafios no início da lactação (JAMROZIK e SCHAEFFER, 2012).



Buttchereit et al. (2010) avaliando vacas leiteiras da Alemanha, estimaram uma correlação genética negativa alta (entre -0,43 e -0,42) entre a RGP e o balanço energético no início da lactação, os mesmos concluíram que a RGP pode ser um indicador ideal de balanço energético, especialmente no início da lactação, um momento muito importante no metabolismo de vacas leiteiras. De fato, a correlação genética com o balanço energético é mais pronunciada na fase inicial crítica da lactação, período crítico da vaca e quando ocorre a maioria dos casos de doenças (BUTTCHEREIT et al. 2012).

Um estudo realizado por Satola e Ptak (2019) em vacas Holandesas na Polônia nas três primeiras lactações, demonstraram que a RGP apresentou variação genética considerável ao longo da lactação, e que a herdabilidade variou de 0,24 a 0,31 entre as lactações, demonstrando que esta característica é passível de ganhos genéticos pela seleção direta. Além disso, os autores supracitados estimaram alta correlação genética (entre 0,6 e 0,9) entre as lactações, sugerindo que a RGP seja controlada pelos mesmos genes e que as informações de vacas primíparas já seriam suficientes para avaliação genética.

Considerando todos os aspectos, Buttchereit et al. (2012) relataram que a RGP é o critério de seleção mais adequado para equilibrar as características de produtivas e reprodutivas. Neste sentido, avaliação da variação genética de características indicadoras do estado de energia e a avaliação de suas correlações genéticas com a fertilidade servirão como base para o desenvolvimento de novas estratégias de criação e manejo para aumentar a eficiência, saúde e fertilidade das vacas leiteiras (MEHTIÖ et al., 2020). Desse modo, faz-se necessário a identificação de características indiretas que representem o BEN e, que já estejam inseridas na rotina de manejo das fazendas ou na rotina do serviço de controle leiteiro oficial, podem promover importantes avanços na pecuária leiteira.

### **Características de Fertilidade**

Na bovinocultura de leite a fertilidade pode ser definida como a capacidade de uma vaca de retomar o ciclo pós-parto (intervalos do parto ao início da atividade lútea e o primeiro estro observado) e conceber (intervalo do parto à concepção e número de serviços por concepção) (BANOS e COFFEY, 2010), ou como a capacidade da vaca de conceber e manter a prenhez se for inseminada no momento certo em relação à ovulação (MALL, 2019). Além disso, a definição primária de fertilidade na maioria

dos sistemas leiteiros pode ser definida como o estabelecimento da prenhez após a inseminação (LUCY, 2019).

Problemas de fertilidade e reprodução estão entre as razões mais comuns para o descarte de vacas na atividade leiteira. Almeida et al. (2012), avaliando as razões de descarte em rebanhos leiteiros no sul do Brasil, relataram que os motivos mais importantes para o descarte foram problemas reprodutivos (33,5%), mastite clínica e alta contagem de células somáticas (22,2%) e problemas nos pés e nas pernas (18,5%). Ansari-Lari et al. (2012) estudando causas de descarte em vacas leiteiras em Shiraz, no sul do Irã, relataram que a fertilidade (32,6%) foi o motivo mais prevalente de descarte, seguido por mastite (6,5%) e problemas periparto (5,2%).

Desta forma, a fertilidade se tornou uma das principais preocupações para os produtores de leite, devido ao seu impacto econômico no sistema de produção (GARCÍA RUIZ et al., 2016), tornando-se um problema desafiador em todo o mundo (PEÑAGARICANO et al., 2012). Com o intuito de reverter essa situação, os programas de melhoramento genético têm incluído a fertilidade em seus índices de seleção, visto que a lucratividade das empresas de laticínios depende muito da produção e da fertilidade do leite (WAHINYA et al., 2020).

Desde do outono de 2004, o Interbull inseriu em suas avaliações internacionais as características de fertilidade (JORJANI, 2006), agrupadas em cinco categorias: a capacidade das novilhas solteiras de conceber, a capacidade das vacas em lactação retornar do anestro após o parto, a capacidade das vacas em lactação de conceber (medida como uma característica de taxa), a capacidade das vacas em lactação de conceber (medida como uma característica de intervalo) e a medição das vacas em lactação da concepção de parto no intervalo (INTERBULL, 2019).

As características comumente utilizadas são: período do parto à primeira inseminação em dias (PP1C), intervalo da primeira à última inseminação em dias (IEI), intervalo do parto à última inseminação/ Período de Serviço (PS), taxa de concepção (TC), número de inseminações por período de serviço (NPP), intervalo de partos em dias (IP), idade na primeira inseminação (IPI) e taxa de não retorno ao serviço (TNR) (MUUTTORANTA et al., 2019; TAREKEGN et al., 2019)

A fim de investigar formas de identificar animais com alta produção, mas que também tenham maior probabilidade de conceber no primeiro terço da lactação é importante que sejam avaliados os parâmetros genéticos associados a fertilidade.

Neste sentido, vários estudos documentaram a variabilidade genética de características relacionadas a fertilidade em diferentes países e raça (Tabela 3).

Tabela 3. Estimativas de herdabilidade ( $h^2$ ) para as características de fertilidade de acordo com a literatura

<b>Autor</b>	<b>Raça</b>	<b>PP1C</b>	<b>PS</b>	<b>IP</b>
Ghiasi et al. (2011)	Holandês	0,058±0,005	0,076±0,005	0,074±0,005
Negussie et al. (2013)	GVM	0,04	0,03	-
Tenghe et al. (2015)	Holandes	0,11±0,03	-	0,05±0,03
Strapáková et al. (2016)	Holandês	-	0,022	0,027
Ayalew et al. (2017)	Holandês	-	0,09±0,03	0,11±0,04
Zadeh et al. (2018)	Holandês	0,034	0,042	0,050
Tarekegn et al. (2019)	Holandês	0,04±0,00	0,07±0,00	0,16±0,12
Silva et al. (2020a)	GLP	0,07 ± 0,008	-	0,09 ± 0,003
Silva et al. (2020b)	Holandês	-	0,03±0,004	0,06 ± 0,003

PP1C = Período do parto até a primeira inseminação; PS = Período de serviço; IP = Intervalo de partos; GVM = Gado Vermelho Nórdico; GLP = Gado Leiteiro Português;

Pela Tabela 3 é possível observar que houve pouca variação entre as estimativas de herdabilidade para as características de fertilidade. As herdabilidades estimadas pelos diversos autores foram de baixa magnitude, o que indica que o fator ambiental possui grande influência em relação ao efeito genético, ou seja, pode-se fazer seleção para essas características, mas a resposta ocorrerá em longo prazo e, ajustes nos fatores ambientais podem trazer benefícios em tempo mais curto.

Apesar da baixa herdabilidade para as características de fertilidade apresentadas na Tabela 3, vale ressaltar que é indiscutível a sua importância nos programas de melhoramento genético, dado que, esta característica é fundamental para a sustentabilidade da indústria de gado leiteiro (ALVES et al., 2020) e seu efeito negativo pode afetar a taxa de ganho genético em outras características de importância econômica (TENGHE et al., 2015).

Estudos recentes na pecuária leiteira têm evidenciado que a seleção com ênfase prolongada na produção de leite pode estar relacionada a prejuízos nas demais características, entre elas, as características reprodutivas. Aumento do intervalo de partos, aumento da taxa de descarte por falhas reprodutivas, diminuição na vida útil produtiva estão entre os problemas relacionados aos prejuízos reprodutivos, portanto, justifica-se intensificar os estudos envolvendo as características de fertilidade e as relações com as características produtivas utilizadas como critério de seleção.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALBARRÁN-PORTILLO, B.; POLLOTT, G. E. Genetic parameters derived from using a biological model of lactation on records of commercial dairy cows. **Journal of Dairy Science**, v. 91, n. 9, p. 3639-3648, 2008.

ALI, T. E.; SCHAEFFER, L. R. Accounting for covariances among test day milk yields in dairy cows. **Canadian Journal of Animal Science**, v. 67, n. 3, p. 637-644, 1987.

ALMEIDA, R. et al. Culling reasons and association of herd size and milk yield with culling rates in dairy herds in southern Brazil. **Journal of Dairy Science**, v. 90, abstract, 2012.

ALPHONSUS, C. et al. Milk Composition Measures as Indicators of Energy Balance in Crossbred Dairy Cows. **Journal of Animal Science Advances**, v. 5, n. 9, p. 1398-1404, 2015.

ALVES, K. et al. Estimation of additive and non-additive genetic effects for fertility and reproduction traits in North American Holstein cattle using genomic information. **Journal of Animal Breeding and Genetics**, v. 137, n. 3, p. 316-330, 2020.

ANSARI-LARI, M.; MOHEDDI-FANI, M.; ROWSHAN-GHSRODASHTI, A. Causes of culling in dairy cows and its relation to age at culling and interval from calving in Shiraz, Southern Iran. **Veterinary Research Forum**, v. 3, p. 233-237, 2012.

AYALEW, W.; ALIY, M.; NEGUSSIE, E. Estimation of genetic parameters of the productive and reproductive traits in Ethiopian Holstein using multi-trait models. **Asian-Australasian Journal of Animal Sciences**, v. 30, n. 11, p. 1550, 2017.

AZEVEDO JUNIOR, J. et al. Adjustment of lactation curves of Holstein cows from herds of Minas Gerais, Brazil. **Journal of Agricultural Science**, v. 10, p. 1-14, 2018.

BADRI, T. et al. Genetic and non-genetic factors affecting lactation curve components of a Sudanese Butana dairy herd. **Research Opinions in Animal & Veterinary Sciences**, 2011.

BANOS, G.; COFFEY, M. P. Genetic association between body energy measured throughout lactation and fertility in dairy cattle. **Animal**, v. 4, n. 2, p. 189-199, 2010.

BARROS, L. E.F. Modelos de regressão aleatória para teores de gordura do leite de vacas da raça Holandesa. **Dissertação** (Mestrado em Zootecnia) – Universidade Federal de Alagoas, Centro de Ciências Agrárias. Ria Largo -AL, p. 34. 2014.

BASTIN, C.; GENGLER, N. Genetics of body condition score as an indicator of dairy cattle fertility. A review. **Biotechnologie, Agronomie, Société et Environnement**, v. 17, n. 1, p. 64-75, 2013.

BATRA, T. R. et al. Multitrait estimation of genetic parameters of lactation curves in Holstein heifers. **Journal of Dairy Science**, v. 70, n. 10, p. 2105-2111, 1987.

BIASSUS, I. O. et al. Persistence in milk, fat and protein production of primiparous Holstein cows by random regression models. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 39, n. 12, p. 2617-2624, 2010.

BOUALLEGUE, M. et al. Study of non-genetic factors on the shape of lactation curves for milk yield, fat and protein percents of Holstein-Friesian cows under hot Mediterranean climate. **Archiva Zootechnica**, v. 17, n. 1, p. 55-75, 2014.

BOUALLEGUE, M.; M'HAMDI, N. Mathematical Modeling of Lactation Curves: A Review of Parametric Models. **Lactation in Farm Animals-Biology, Physiological Basis, Nutritional Requirements, and Modelization**, p. 1-20, 2020.

BOUJENANE, I.; HILAL, B. Genetic and non genetic effects for lactation curve traits in Holstein-Friesian cows. **Archives Animal Breeding**, v. 55, n. 5, p. 450-457, 2012.

BRODY, S. et al. The rate of decline of milk secretion with the advance of the period lactation. **Journal of Genetic Physiology**, n.5, p. 441, 1923.

BUTTCHEREIT, N. et al. Evaluation of five lactation curve models fitted for fat: protein ratio of milk and daily energy balance. **Journal of Dairy Science**, v. 93, n. 4, p. 1702-1712, 2010.

BUTTCHEREIT, N. et al. Genetic parameters for energy balance, fat/protein ratio, body condition score and disease traits in German Holstein cows. **Journal of Animal Breeding and Genetics**, v. 129, n. 4, p. 280-288, 2012.

CANAZA-CAYO, A.W. et al. Genetic parameters for milk yield and lactation persistency using random regression models in Girolando cattle. **Asian-Australasian Journal of Animal Sciences**, v. 28, n. 10, p. 1407, 2015.

CHAPINAL, N. et al. Herd-level association of serum metabolites in the transition period with disease, milk production, and early lactation reproductive performance. **Journal of Dairy Science**, v. 95, n. 10, p. 5676-5682, 2012.

CHEGINI, A.; SHADPARVAR, A. A.; ZADEH, N.G.H. Genetic parameter estimates for lactation curve parameters, milk yield, age at first calving, calving interval and somatic cell count in Holstein cows. **Iranian Journal of Applied Animal Science**, v. 5, n. 1, p. 61-68, 2015.

CHEGINI, A. et al. Genetic and environmental relationships among milk yield, persistency of milk yield, somatic cell count and calving interval in Holstein cows. **Revista Colombiana de Ciencias Pecuarias**, v. 32, n. 2, p. 81-89, 2019.

CLARK, C. E. F. et al. The use of indicators to assess the degree of mobilisation of body reserves in dairy cows in early lactation on a pasture-based diet. **Livestock Production Science**, v. 94, n. 3, p. 199-211, 2005.

COBBY, J. M.; LE DU, Y. L. P. On fitting curves to lactation data. **Animal Production**, v. 26, p. 127-133, 1978.

COBUCI, J. A. et al. Persistência na lactação-uma revisão. **Archivos Latino americanos de Producción Animal**, v. 11, n. 3, p. 163-173, 2003.

COBUCI, J. A. et al. Análises da persistência na lactação de vacas da raça Holandesa, usando produção no dia do controle e modelo de regressão aleatória. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 33, n. 3, p. 546-554, 2004.

COBUCI, J. A. et al. Utilização dos polinômios de Legendre e da função de Wilmink em avaliações genéticas para persistência na lactação de animais da raça Holandesa. **Arquivo Brasileiro de Medicina Veterinária e Zootecnia**, v. 58, n. 4, p. 614-623, 2006.

COFFEY, M. P.; EMMANS, G. C.; BROTHERSTONE, S. Genetic evaluation of dairy bulls for energy balance traits using random regression. **Animal Science**, v. 73, n. 1, p. 29-40, 2001.

COLE, J. B.; VANRADEN, P. M. Genetic evaluation and best prediction of lactation persistency. **Journal of Dairy Science**, v. 89, n. 7, p. 2722-2728, 2006.

COSTA, C. N. et al. Genetic parameters for test day milk yield of first lactation Holstein cows estimated by random regression using Legendre polynomials. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 37, n. 4, p. 602-608, 2008.

DAIBERT, E. et al. Metabolites able to predict uterine diseases in crossbred dairy cows during the transition period. **Semina: Ciências Agrárias**, v. 39, n. 3, p. 1037-1048, 2018.

DALTRO, D. S. et al. Heterosis in the lactation curves of Girolando cows with emphasis on variations of the individual curves. **Journal of Applied Animal Research**, v. 47, n. 1, p. 85-95, 2019.

DIJKSTRA, J. et al. A model to describe growth patterns of the mammary gland during pregnancy and lactation. **Journal of Dairy Science**, v. 80, n. 10, p. 2340-2354, 1997.

DORNELES, C. K. P. et al. Estimation of genetic parameters for Holstein cows milk production by random regression. **Arquivo Brasileiro de Medicina Veterinária e Zootecnia**, v. 61, n. 2, p. 407-412, 2009.

DUQUE, N. P. et al. Fitting lactation curves in a Colombian Holstein herd using nonlinear models. **Revista Facultad Nacional de Agronomía Medellín**, v. 71, n. 2, p. 8459-8468, 2018.

EICHER R. Evaluation of the metabolic and nutritional situation in dairy herds: diagnostic use of milk components. **Medecin Veterinaire du Quebec** v. 34, p. 36-38, 2004.

EUSTÁQUIO FILHO, A. et al. Balanço energético negativo. **Pubvet**, v. 4, p. Art. 780-787, 2010.

FARHANGFAR, H.; ROWLINSON, P. Genetic analysis of Wood's lactation curve for Iranian Holstein heifers. **Journal of Biological Science**, v. 7, p. 127-35, 2007.

FELTES, G. L. et al. Milk production and percentages of fat and protein in Holstein breed cows raised in Rio Grande do Sul, Brazil. **Ciência Rural**, v. 46, n. 4, p. 700-706, 2016.

FERREIRA, A. G. T. et al. Fitting mathematical models to lactation curves from holstein cows in the southwestern region of the state of Parana, Brazil. **Anais da Academia Brasileira de Ciências**, v. 87, n. 1, p. 503-517, 2015.

GARCÍA-RUIZ, A. et al. Changes in genetic selection differentials and generation intervals in US Holstein dairy cattle as a result of genomic selection. **Proceedings of the National Academy of Sciences**, v. 113, n. 28, p. E3995-E4004, 2016.

GHIASI, H. et al. Genetic variance components for female fertility in Iranian Holstein cows. **Livestock Science**, v. 139, n. 3, p. 277-280, 2011.

GLÓRIA, J. R. et al. Curvas de lactação de quatro grupos genéticos de mestiças Holandês-Zebu. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 39, n. 10, p. 2160-2165, 2010.

GONÇALVES, T. M. et al. Curvas de lactação em rebanhos da raça holandesa no Estado de Minas Gerais. Escolha do modelo de melhor ajuste. **Revista Brasileira de Zootecnia**, p. 1689-1694, 2002.

GRAYAA, M. et al. Linking first lactation survival to milk yield and components and lactation persistency in Tunisian Holstein cows. **Archives Animal Breeding**, v. 62, n. 1, p. 153, 2019.

GROSSMAN, M.; KOOPS, W.J. Multiphasic analysis of lactation curves in dairy cattle. **Journal of Dairy Science**. v.71.n.6. p.1598-1608. 1988.

HENDERSON JR., C.R. Analysis of covariance in the mixed model: higher level, non homogeneous, and random regressions. **Biometrics**, Washington, v.38, p.623-640, 1982.

HICKSON, R. E. et al. Dystocia in beef heifers: a review of genetic and nutritional influences. **New Zealand Veterinary Journal**, v. 54, n. 6, p. 256-264, 2006.

HOSSEIN-ZADEH, N. Ghavi. Comparison of non-linear models to describe the lactation curves for milk yield and composition in buffaloes (*Bubalus bubalis*). **animal**, v. 10, n. 2, p. 248-261, 2016.

HÜTTMANN, H. et al. Analysis of feed intake and energy balance of high-yielding first lactating Holstein cows with fixed and random regression models. **Animal**, v. 3, n. 2, p. 181-188, 2009.

INTERBULL. 2019. Interbull code of practice: Traits and breeds. Acessado em 04 de Novembro de 2020. <http://www.interbull.org/ib/cop/chap6>

JACOPINI, L. A. et al. Desempenho Produtivo de Vacas Girolando Estimado pelo Modelo de Wood Ajustado por Metodologia Bayesiana. **Archives of Veterinary Science**. 21, 43-54, 2016.

JAKOBSEN, J.H. et al. Genetic parameters for milk production and persistency for Danish Holstein estimated in random regression models using REML. **Journal of Dairy Science**, v.85, n.6, p.1607-1616, 2002.

JAMROZIK, J.; SCHAEFFER, L. R. Test-day somatic cell score, fat-to-protein ratio and milk yield as indicator traits for sub-clinical mastitis in dairy cattle. **Journal of Animal Breeding and Genetics**, v. 129, n. 1, p. 11-19, 2012.

JORJANI, H. International genetic evaluation for female fertility traits. **Interbull Bulletin**, n. 34, p. 57-64, 2006.

KHORSHIDIE, R. et al. Genetic trends for 305-day milk yield and persistency in Iranian Holsteins. **Livestock Science**, v. 144, n. 3, p. 211-217, 2012.

KIRKPATRICK, M; LOFSVOLD, D; BULMER, M. Analysis of the inheritance, selection and evolution of growth trajectories. **Genetics**, v. 124, n. 4, p. 979-993, 1990.

KISTEMAKER, G. J. The Canadian test day model using Legendre polynomials. **Interbull Bulletin**, n. 31, p. 202-204, 2003.

KOPEC, T. et al. The effect of the calving season on the Wood's model parameters and characteristics of the lactation curve in Czech Fleckvieh cows. **Archives Animal Breeding**, v. 56, n. 1, p. 808-815, 2013.

LAZZARI, M. et al. Modelos matemáticos para ajuste da curva de lactação de vacas Holandesas criadas no Oeste de Santa Catarina. **Revista Acadêmica: Ciência Animal**, v. 11, n. 2, p. 137-143, 2013.

LI, J. et al. Comparison of different orders of Legendre polynomials in random regression model for estimation of genetic parameters and breeding values of milk yield in the Chinese Holstein population. **BioRxiv**, p. 562991, 2019.

LIU, Z. et al. Application of a random regression model to genetic evaluations of test day yields and somatic cell scores in dairy cattle. **Interbull Bulletin**, n. 27, p. 159, 2001.

LUCY, M. C. Symposium review: Selection for fertility in the modern dairy cow—Current status and future direction for genetic selection. **Journal of dairy science**, v. 102, n. 4, p. 3706-3721, 2019.

MACCIOTTA, N. P. P.; VICARIO, D.; CAPPIO-BORLINO, A. Detection of different shapes of lactation curve for milk yield in dairy cattle by empirical mathematical models. **Journal of Dairy Science**, v. 88, n. 3, p. 1178-1191, 2005.



MALL, T. P. Ethno-veterinary Potential of Underutilised Millets from Bahraich: An overview. **Journal of Medical Research and Health Sciences**, v. 2, n. 10, p. 743-783, 2019.

MEHTIÖ, T. et al. Genetic correlations between energy status indicator traits and female fertility in primiparous Nordic Red Dairy cattle. **Animal**, p. 1-10, 2020.

MENÉNDEZ-BUXADERA, A. et al. Genotype by environment interaction due to heat stress during gestation and postpartum for milk production of Holstein cattle. **Animal**, v. 14, n. 10, p. 2014-2022, 2020.

MIRANDA, J. C. et al. Estimation of Genetic Parameters for Peak Yield, Yield and Persistency Traits in Murciano-Granadina Goats Using Multi-Traits Models. **Animals**, v. 9, n. 7, p. 411, 2019.

MOLENTO, C. F. M. et al. Curvas de lactação de vacas holandesas no estado do Paraná, Brasil. **Ciência Rural**, v. 34, n. 5, p. 1585-1591, 2004.

MRODE, R. A. et al. Implementation of a test day model for production traits in the UK. **Interbull Bulletin**, n. 31, p. 193, 2003.

MUIR, B. L.; FATEHI, J.; SCHAEFFER, L. R. Genetic relationships between persistency and reproductive performance in first-lactation Canadian Holsteins. **Journal of Dairy Science**, v. 87, n. 9, p. 3029-3037, 2004.

MUIR, B. L. et al. Genetic parameters for a multiple-trait multiple-lactation random regression test-day model in Italian Holsteins. **Journal of Dairy Science**, v. 90, n. 3, p. 1564-1574, 2007.

MUUTTORANTA, K. et al. Genetic parameters for female fertility in Nordic Holstein and Red Cattle dairy breeds. **Journal of Dairy Science**, v. 102, n. 9, p. 8184-8196, 2019.

NADERI, Y. Appropriate mathematical models to describe the lactation curves of milk production traits of Iranian Holstein dairy cattle. **Acta Scientiarum. Animal Sciences**, v. 40, 2018.

NEGUSSIE, E.; STRANDÉN, I.; MÄNTYSAARI, E. A. Genetic associations of test-day fat: protein ratio with milk yield, fertility, and udder health traits in Nordic Red cattle. **Journal of Dairy Science**, v. 96, n. 2, p. 1237-1250, 2013.

NELDER, J.A. Inverse polynomials, a useful group of multi-factor response functions. **Biometrics**, v.22, p.128-141, 1966.

OLIVEIRA, H. R. et al. Genomic prediction of lactation curves for milk, fat, protein, and somatic cell score in Holstein cattle. **Journal of Dairy Science**, v. 102, n. 1, p. 452-463, 2019.

PADILHA, A. H. et al. Reliability of breeding values between random regression and 305-day lactation models. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v. 51, n. 11, p. 1848-1856, 2016.

PADILHA, A. H. et al. Genetic trends and genetic correlations between 305-day milk yield, persistency and somatic cell score of Holstein cows in Brazil using random regression model. **Animal Production Science**, v. 59, n. 2, p. 207-215, 2019.

PEÑAGARICANO, F.; WEIGEL, K. A.; KHATIB, H. Genome-wide association study identifies candidate markers for bull fertility in Holstein dairy cattle. **Animal Genetics**, v. 43, p. 65-71, 2012.

PEREIRA, M. A. et al. Curvas de lactação de fêmeas mestiças Taurino x Zebu. **Boletim de Indústria Animal**, v. 73, p. 118-126, 2016.

PEREIRA, R. J. et al. Milk yield persistency in Brazilian Gyr cattle based on a random regression model. **Genetics and Molecular Research**, p. 1599-1609, 2012.

PTAK, E.; SCHAEFFER, L.R. Use of test day yields for genetic evaluation of dairy sires and cows. **Livestock Production Science**, v.34, p.23-24, 1993.

QUINN, N.; KILLEN, L.; BUCKLEY, F. Empirical algebraic modelling of lactation curves using Irish data. **Irish Journal of Agricultural and Food Research**, p. 1-13, 2005.

RAIDAN, F. S. S. et al. Desempenho produtivo e reprodutivo de fêmeas F1 Holandês x Nelogir. **Revista Brasileira de Saúde e Produção Animal**, Salvador, v. 16, n. 3, p. 678-687, 2015.

REIST, M. et al. Estimation of energy balance at the individual and herd level using blood and milk traits in high-yielding dairy cows. **Journal of Dairy Science**, v. 85, n. 12, p. 3314-3327, 2002.

REKAYA, R.; WEIGEL, K. A.; GIANOLA, D. Hierarchical nonlinear model for persistency of milk yield in the first three lactations of Holsteins. **Livestock Production Science**, v. 68, n. 2-3, p. 181-187, 2001.

ROOS, A. P. W. et al. Random herd curves in a test-day model for milk, fat, and protein production of dairy cattle in the Netherlands. **Journal of Dairy Science**, v. 87, n. 8, p. 2693-2701, 2004.

RUAS, J. R. M. et al. Características produtivas da lactação de quatro grupos genéticos F1 Holandês x Zebu. **Revista Brasileira de Ciência Veterinária**, Niterói, v. 21, n. 1, p. 33-37, 2014.

SANDERS, H.G. The analysis of the lactation curve into maximum yield and persistency. **Journal of Agriculture Science**, v.20, p.145-185,1930.

SANTANA, M. L. et al. Genetics of heat tolerance for milk yield and quality in Holsteins. **Animal**, v. 11, n. 1, p. 4-14, 2017.

SATOŁA, A. et al. Genetic parameters of milk fat-to-protein ratio in first three lactations of Polish Holstein-Friesian cows. **Journal of Animal and Feed Sciences**, v. 28, n. 2, p. 97-109, 2019.

SCHAEFFER, L.R.; DEKKERS, J.C.M. Random regressions in animal models for test-day production in dairy cattle. In: world congress on genetics applied to livestock production, 5., 1994, Guelph. **Proceedings...** Guelph: 1994. v.17, p.443-446.

SCHNEEBERGER, M. Inheritance of lactation curve in Swiss Brown cattle. **Journal of Dairy Science**, v. 64, n. 3, p. 475-483, 1981.

SCORSATO, A. P.; MENARIN, V.; GIOLO, S. R. Curvas de lactação de bovinos da raça holandesa e mestiços do município de Castro, Paraná. **Revista Brasileira de Biometria**, v. 32, p. 216-225, 2014.

SHOKRI-SANGARI, F. et al. Genetic parameters for milk yield and lactation persistency in the three first parities of Iranian Holstein cows. **Revista Colombiana de Ciencias Pecuarias**, v. 32, n. 2, p. 100-106, 2019.

SIKKA, L. C. A study of lactation as affected by heredity and environment. **Journal of Dairy Research**, v. 17, n. 3, p. 231-252, 1950.

SILVA, H. T. et al. Autoregressive model for genetic evaluation of longitudinal reproductive traits in Brazilian holstein cattle. **Reproduction in Domestic Animals**, 2020b.

SILVA, H. T. et al. Autoregressive single-step model for genomic evaluation of longitudinal reproductive traits in portuguese holstein cattle. **Journal of Animal Breeding and Genetics**, 2020a.

SILVESTRE, A. M. et al. Lactation curves for milk, fat and protein in dairy cows: A full approach. **Livestock Science**, v. 122, n. 2-3, p. 308-313, 2009.

SOARES, R. A. N. et al. Differential gene expression in dairy cows under negative energy balance and ketosis: A systematic review and meta-analysis. **Journal of Dairy Science**, 2020.

SÖLKNER, J.; FUCHS, W. A comparison of different measures of persistency with special respect to variation of test-day milk yields. **Livestock Production Science**, v. 16, n. 4, p. 305-319, 1987.

SPURLOCK, D. M. et al. Genetic parameters for energy balance, feed efficiency, and related traits in Holstein cattle. **Journal of Dairy Science**, v. 95, n. 9, p. 5393-5402, 2012.

STRAPÁKOVÁ, E.; CANDRÁK, J.; STRAPÁK, P. Genetic relationship of lactation persistency with milk yield, somatic cell score, reproductive traits, and longevity in Slovak Holstein cattle. **Archives Animal Breeding**, v. 59, n. 3, p. 329-335, 2016.

TAREKEGN, G. M. et al. Genetic parameters of endocrine fertility traits based on in-line milk progesterone profiles in Swedish Red and Holstein dairy cows. **Journal of Dairy Science**, v. 102, n. 12, p. 11207-11216, 2019.

TEKERLI, M. et al. Factors affecting the shape of lactation curves of Holstein cows from the Balikesir province of Turkey. **Journal of Dairy Science**, v. 83, n. 6, p. 1381-1386, 2000.

TENGHE, A. M. M. et al. Estimating genetic parameters for fertility in dairy cows from in-line milk progesterone profiles. **Journal of Dairy Science**, v. 98, n. 8, p. 5763-5773, 2015.

TORSHIZI, M. E. Effects of season and age at first calving on genetic and phenotypic characteristics of lactation curve parameters in Holstein cows. **Journal of Animal Science and Technology**, v. 58, n. 1, p. 8, 2016.

TORSHIZI, M. E.; MASHHADI, M. H. A study on milk yield persistency using the best prediction and random regression methodologies in Iranian Holstein dairy cows. **Cuban Journal of Agricultural Science**, v. 52, n. 2, 2018.

VERBYLA, K. L. et al. Predicting energy balance for dairy cows using high-density single nucleotide polymorphism information. **Journal of Dairy Science**, v. 93, n. 6, p. 2757-2764, 2010.

VRIES, M. J.; VEERKAMP, R. F. Energy balance of dairy cattle in relation to milk production variables and fertility. **Journal of Dairy Science**, v. 83, n. 1, p. 62-69, 2000.

WAHINYA, P. K. et al. Genetic parameters for test-day milk yield, lactation persistency, and fertility in low-, medium-, and high-production systems in Kenya. **Journal of Dairy Science**, v. 103, n. 11, p. 10399-10413, 2020.

WELLER, J. I.; EZRA, E.; LEITNER, G. Genetic analysis of persistency in the Israeli Holstein population by the multitrait animal model. **Journal of Dairy Science**, v. 89, n. 7, p. 2738-2746, 2006.

WILMINK, J. B. M. Adjustment of test-day milk, fat and protein yield for age, season and stage of lactation. **Livestock Production Science**. v.16. p.335–348. 1987.

WOOD, P.D.P. Algebraic models of the lactation curves in cattle. **Nature**. 216, 164-165, 1967.

WOOD, P. D. P. Algebraic models of the lactation curves for milk, fat and protein production, with estimates of seasonal variation. **Animal Science**, v. 22, n. 1, p. 35-40, 1976.

WOOD, P.D.P. A note on the lactation curves of some high yielding British Friesian cows. **Animal Production**. v.30. n.2.p.299- 302. 1980.

YILMAZ, I. et al. Estimates of genetic parameters for lactation shape parameters with multivariate statistical technique in Brown Swiss cattle. **International Journal of Agriculture and Biology**, v. 13, n. 2, 2011.

YOUNESI, H. N. et al. Using quantile regression for fitting lactation curve in dairy cows. **Journal of Dairy Research**, v. 86, n. 1, p. 19-24, 2019.

ZADEH, N. G. H; SALIMI, M. H.; SHADPARVAR, A. A. Bayesian estimates of genetic relationship between calving difficulty and productive and reproductive performance in Holstein cows. **Animal Production Science**, v. 58, n. 5, p. 785-790, 2018.

### 3 CAPÍTULO I – AJUSTE DAS CURVAS DE PRODUÇÃO DE LEITE E PORCENTAGENS DE SÓLIDOS EM VACAS HOLANDESAS

#### Introdução

A curva de lactação é uma representação gráfica da produção diária (leite e sólidos) em função do tempo de lactação. A primeira referência encontrada no ajuste da curva de lactação foi reportada década de 1920 por Brody et al. (1923), enquanto para porcentagens de sólidos (gordura e proteína) foi reportada em 1976 por Wood (1976). Em geral, a forma da curva de lactação apresenta um rápido aumento na produção de leite diária, no período entre parto até o pico da lactação e, após esse período segue em declínio gradual da produção diária até a o momento da secagem. De maneira oposta, podem ser representadas as curvas de porcentagem diária de sólidos do leite, que seguem em declínio rapidamente durante as primeiras semanas, atingem um ponto mínimo e aumentam gradualmente até a secagem.

O conhecimento dessas curvas permite que o produtor faça um monitoramento da propriedade, permitindo tomar decisões antecipadamente. Além disso, é necessário entender a curva de lactação dos animais leiteiros para o manejo de alimentação, o planejamento de estratégias de melhoramento genético e o manejo econômico das fazendas leiteiras (HOSSEIN-ZADEH, 2019a). Com isso, ao longo dos anos, diversos modelos não-lineares como Brody (1924), Sikka (1950), Wood (1967), Wilmink (1987), Grossman e Koops (1988), Dijkstra (1997) e MilkBot (Ehrlich, 2013), foram usados para descrever a curva de lactação e porcentagens de sólidos em rebanhos de gado leiteiro (PICCARDI et al., 2017; MOHANTY et al., 2019; YOUNESI et al., 2019).

No entanto, não há um consenso de qual o modelo mais propício para se estimar as curvas de produção de leite e porcentagens de sólidos, uma vez que a adequação se dá de maneira particular em cada população, em função de variações de ambiente, manejo e genética dos rebanhos. Considerando-se tais particularidades, para que haja maior precisão nas avaliações dos rebanhos é necessário avaliar o ajuste dos modelos que estimam as produções projetadas dos animais em início de lactação ou utilizar metodologias de avaliação que não dependam das produções totais, como por exemplo os modelos *Test Day*, que utilizam as produções no dia do controle. Melzer et al. (2017) relataram que o melhor ajuste da curva de lactação foi observado nos modelos Ali e Schaeffer (1987) e Dijkstra (1997), por outro lado,

Hossein-Zadeh (2019b), mostrou modelo de Rook forneceu o melhor ajuste da curva de lactação, enquanto o modelo Dijkstra (1997) ajustou melhor as curvas de porcentagem de gordura, porcentagem de proteína e relação gordura:proteína.

Determinar o modelo mais adequado em um grupo de rebanhos com similaridades de manejo, ambiente e genética é muito importante para o desenvolvimento de estratégias de seleção mais eficazes e a regulamentação de práticas de manejo (KORKMAZ et al., 2011). Além disso, pode ser eficiente para adotar as práticas de gerenciamento aprimoradas (BANGAR e VERMA, 2017) e realizar um planejamento de estratégias de melhoramento genético.

No contexto nacional, apesar da grande quantidade de trabalhos na literatura que fazem o uso dos modelos não-lineares para estimar a curva de lactação em diferentes situações, há uma escassez de trabalhos para caracterizar as curvas de porcentagens de sólidos em bovinos da raça Holandesa no sul do Brasil, o que seria de grande relevância, particularmente nesta região, onde o pagamento diferenciado por qualidade do leite já é realidade há anos. Além disso, a inclusão da porcentagens de sólidos como critério de seleção é uma tendência mundial, uma vez que as indústrias estão aumentando seus incentivos para leite de melhor qualidade, por exemplo, concedendo bônus aos produtores com porcentagens de gordura e proteína elevados (ROMANO et al., 2020).

Outra importância do estudo da porcentagens de sólidos se deu mais recentemente com a utilização da relação gordura: proteína como indicador promissor de balanço energético (BUTTCHEREIT et al., 2010) e de distúrbios metabólicos, tais como acidose ruminal (MENSCHING et al., 2020) e cetose subclínica (BENEDET et al., 2020) em rebanhos de leiteiros. Dada a importância dessas características, o objetivo com este estudo foi determinar modelos adequados que expliquem a curva de lactação e porcentagens de sólidos nas três primeiras lactações de vacas Holandesas.

## Material e Métodos

### Dados

Foram utilizados dados do serviço de controle leiteiro da Associação Paranaense de Criadores de Bovinos da Raça Holandesa (APCBRH), com sede em Curitiba – PR, compreendendo lactações do período 2010 a 2019, pertencentes a 343 rebanhos do sul do Brasil. Dados mensais da produção de leite, porcentagem de gordura, porcentagem proteína e relação gordura:proteína (RGP) (obtida pela simples razão entre os constituintes do leite % gordura e % proteína) no dia do controle leiteiro de vacas da raça Holandesa de primeira, segunda e terceira lactação, com idade ao parto variando de 18 a 43, 30 a 60 e 42 a 72 meses, respectivamente, controladas do 5º dia após o parto até o 305º dia de lactação, foram consideradas para as análises.

Inicialmente foram realizadas análises de consistência com o objetivo de excluir *outliers*, decorrentes de erros nas anotações das fichas de controle. Foram excluídas informações de rebanhos com menos de 10 animais, vacas com menos de 5 controles leiteiros durante a lactação, vacas cujo primeiro controle leiteiro foi realizado posteriormente a 45 dias em relação ao parto, vacas com produção diária de leite inferior a 5 kg ou superior a 80 kg/dia. As porcentagens de gordura e proteína foram consistidas em função de inspeção gráfica da frequência de observações, de maneira que variaram entre 0,7% e 9,0% para porcentagem de gordura e 1,7% a 8,0% para porcentagem de proteína. Além disso, foram mantidas apenas vacas que foram ordenhadas duas ou três vezes por dia. As estatísticas descritivas dos dados após consistência são mostradas na Tabela 1.

Tabela 1 – Médias e desvio padrão das características avaliadas em rebanhos de vacas Holandesas

Lactação	Animais	CL	Leite (kg)	% G	% P	%RGP
1ª Lactação	76.959	667.473	31,75±7,87	3,46±0,72	3,15±0,20	1,10±0,21
2ª Lactação	56.750	488.374	36,69±10,00	3,41±0,79	3,17±0,32	1,07±0,23
3ª Lactação	34.694	297.313	37,87±10,73	3,40±0,78	3,13±0,32	1,08±0,23

CL = Controle Leiteiros; %G = Porcentagem de Gordura; %P = Porcentagem de Proteína; RGP= Relação gordura:proteína



### Modelos de curva de lactação e porcentagens de sólidos

Os dados foram analisados utilizando o procedimento NLIN e o método iterativo de Newton-Gauss, utilizando o software SAS (SAS, 2018). Para o ajuste das curvas de lactação e porcentagens de sólidos, foram utilizados modelos não lineares, os quais são apresentados na Tabela 2.

Tabela 2 - Modelos não lineares utilizados para descrever a curva de lactação e porcentagens de sólidos em vacas Holandesas

Modelo	Função	TP	PP
Brody, 1923	$y = a \cdot \exp^{-ct}$	-	$a$
Brody, 1924	$Y = a \cdot \exp^{-bt} - a \cdot \exp^{-ct}$	-	$(c-b)^{-1} \ln(c/b)$
Sikka, 1950	$y = a \cdot \exp^{(bt + ct^2)}$	$b/2c$	$a \cdot \exp^{(-b^2/4c)}$
Nelder, 1966	$Y = t / (a + bt + ct^2)$	$(a/c)^{1/2}$	$1/(2(ac)^{0,5+b})$
Wood, 1967	$Y = a \cdot t^b \exp^{-ct}$	$b/c$	$a(b/c)^b \exp^{-b}$
Cobby e Le Du, 1978	$y = a - bt - a \cdot \exp^{-ct}$	$\ln(ac/b)$	$c^{-1} \ln(ac/b)$
Wilmlink, 1987	$y = a + bt + c \cdot \exp^{-k}$	-	-
Papajcsik e Boderó, 1988	$y = a \cdot t \cdot \exp^{-ct}$	-	-
Rook, 1993	$y = a \cdot \left( \frac{1}{1 + \frac{b}{c+t}} \right) \cdot \exp^{(-d \cdot t)}$	$-(b/2 + c) + ((b/2 + c)^2 - c(b+c) + b/d)^{1/2}$	$\left( \frac{a \cdot \exp^{(-c(tp))}}{1 + \left( \frac{b}{c+TP} \right)} \right)$
Cappio-Borlino, 1995	$y = a \cdot t^{(b \cdot \exp(-ct))}$	$a(b/c)^{bc(-b)}$	-
Dijkstra, 1997	$y = a \cdot \exp^{(b(1 - \exp(-ct))/c - dt)}$	$c^{-1} \ln(b/d)$	$a(d/b)^{d/c} \exp^{((b-d)/c)}$

$a$ ,  $b$ ,  $c$  e  $d$  são parâmetros com definições específicas de cada modelo; e  $t$  é o período de tempo (em dias) após o parto em que foi medida a produção de leite e porcentagens de sólidos;  $\exp$  é o exponencial;  $\ln$  é o logaritmo natural. TP é tempo em dias para atingir o pico de lactação (leite) e ponto mínimo (sólidos); PP é a produção de leite no pico de lactação ou porcentagens de sólidos no ponto mínimo.

Em uma etapa seguinte, após as estimativas dos parâmetros de cada modelo, as características das curvas de lactação e porcentagens de sólidos (tempo em dias para o pico de lactação (TP) e produção no pico de lactação (PP)) foram calculadas usando as fórmulas relacionadas ao modelo. Para os outros modelos em que não há fórmula específica para estimar tais parâmetros, foi observada visualmente a curva de lactação e porcentagens de sólidos, e foi considerado como TP o dia do controle leiteiro onde a produção de leite diária foi máxima ou porcentagens de sólidos foi mínimo, assim possibilitando estimar a PP.

### *Cr terios de compara  o*

Cada modelo foi ajustado considerando-se cada lacta  o separadamente. Os modelos foram testados quanto   qualidade do ajuste usando o desvio m dio absoluto dos res duos (DMA) proposto por Sarmento et al. (2006), a raiz quadrada do quadr tico m dio do res duo (RMSE), o Cr terio de Informa  o de Akaike (AIC) e o Cr terio de Informa  o Bayesiano (BIC).

Os cr terios de avalia  o foram calculados da seguinte forma:

$$DMA = \frac{\sum_{i=1}^n |Y_i - \hat{Y}_i|}{n}$$

$$RMSE = \sqrt{SQR / (n - p - 1)}$$

$$AIC = n \ln (SQR/n) + 2p$$

$$BIC = n \ln (SQR/n) + p \ln(n).$$

Onde  $Y_i$    o valor observado,  $\hat{Y}_i$ , o valor estimado, "SQR"   a soma de quadrado de res duos, "p"   o n mero de par metros do modelo, "ln" o logaritmo e "n"   o n mero de observa  es da amostra. Menores valores de DMA, RMSE, AIC e BIC, indicam o modelo mais apropriado entre os testados para modelar as curvas de lacta  o, curvas de porcentagens de s lidos e RGP. Os valores obtidos pelos cr terios AIC e BIC foram expressos como desvios do melhor modelo.

### **Resultados e Discuss o**

As estimativas dos par metros ( $a$ ,  $b$ ,  $c$  e  $d$ ) dos modelos s o apresentadas nas Tabelas 3, 4, 5 e 6, para produ  o de leite, porcentagem de gordura, porcentagem de prote na e rela  o gordura:prote na, respectivamente.

As estimativas dos par metros variaram nas diferentes ordens de lacta  o para cada modelo utilizado. Para a produ  o de leite, considerando que o par metro "a" de todos os modelos representa a produ  o inicial (exceto para o modelo de Brody (1923) que representa a produ  o m xima de leite), observa-se um aumento conforme o avan o da ordem de lacta  o, exceto para os modelos Brody (1924) e Nelder (1966) onde houve um decr scimo. O aumento no valor desse par metro com o avan o das lacta  es de fato   esperado, isso pode ser justificado por que vacas leiteiras de primeira lacta  o n o est o totalmente desenvolvidas e dividem mais recursos para manuten  o e crescimento   custa da produ  o de leite (HOSSEIN-ZADEH, 2014).

Tabela 3 - Estimativas de parâmetros para produção de leite de acordo com a ordem de lactação, estimado por diferentes modelos não lineares

<b>Modelo</b>	<b>A</b>	<b>B</b>	<b>C</b>	<b>D</b>
<i>1ª Lactação</i>				
Brody, 1923	31,97		0,0000	
Brody, 1924	-34,05	0,1143	0,0003	
Sikka, 1950	28,10	0,0025	0,0000	
Nelder, 1966	0,15	0,0263	0,0000	
Wood, 1967	16,43	0,1960	0,0018	
Cobby e Le Du, 1978	34,06	0,0122	0,1141	
Wilmink, 1987	35,47	-0,0189	-17,8500	
Papajcsik e Boderó, 1988	0,86		0,0083	
Rook, 1993	43,01	15,7600	12,5500	0,0011
Cappio-Borlino, 1995	32,21	-0,3543	0,1098	
Dijkstra, 1997	21,89	0,0182	0,0344	0,0007
<i>2ª Lactação</i>				
Brody, 1923	42,94		0,0011	
Brody, 1924	-45,38	0,1390	0,0014	
Sikka, 1950	38,47	0,0012	0,0083	
Nelder, 1966	0,09	0,0194	0,0000	
Wood, 1967	24,22	0,1737	0,0028	
Cobby e Le Du, 1978	44,81	0,0527	0,1441	
Wilmink, 1987	46,66	-0,0616	-19,1710	
Papajcsik e Boderó, 1988	1,25		0,0099	
Rook, 1993	54,92	10,9900	9,7400	0,0021
Cappio-Borlino, 1995	36,78	-0,6939	0,3491	
Dijkstra, 1997	29,99	0,0201	0,0414	0,0019
<i>3ª Lactação</i>				
Brody, 1923	45,43		0,0013	
Brody, 1924	-48,45	0,1302	0,0016	
Sikka, 1950	40,66	0,0011	0,0100	
Nelder, 1966	0,10	0,0178	0,0000	
Wood, 1967	24,77	0,1849	0,0032	
Cobby e Le Du, 1978	47,56	0,0631	0,1373	
Wilmink, 1987	49,50	-0,0724	-21,0440	
Papajcsik e Boderó, 1988	1,35		0,0103	
Rook, 1993	59,65	12,2900	10,1300	0,0024
Cappio-Borlino, 1995	37,94	-0,8093	0,4011	
Dijkstra, 1997	31,19	0,0211	0,0407	0,0020

a, b, c e d são parâmetros com definições específicas de cada modelo.

Ainda para produção de leite (Tabela 3), percebe-se que o modelo Brody (1924) estimou valores negativos do parâmetro “a” em todas as lactações, que biologicamente não é comum. Cobuci et al. (2000) relataram que estimativas negativas para o parâmetro “a” implicam que a produção inicial de leite estimada seja menor que zero. Em geral, o modelo Wood (1967) e Dijkstra (1997) estimaram o parâmetro “a” próximo de um aspecto realístico, enquanto os modelos Rook (1993) e Wilmink (1987) superestimaram esses valores, e modelos Brody (1924), Papajcsik e Boderó (1988) e Nelder (1966) subestimaram.

O parâmetro *b* apresentou heterogeneidade nos valores, isso pode ser justificado pelas diversas características que este parâmetro apresenta dentre os diferentes modelos, em alguns tem como característica a taxa de ascensão da curva (BRODY, 1924; SIKKA, 1950; NELDER, 1967; WOOD, 1967 e CAPPIO-BORLINO, 1995), em outros tem como característica a persistência na lactação (COBBY e LE DU, 1978) e taxa específica de proliferação de células no dia do parto (DIJKSTRA, 1997).

Com relação aos parâmetros “c” e “d”, o parâmetro “c” que indica a taxa de declínio na maioria dos modelos avaliados e a produção máxima de leite (Rook, 1993), enquanto o parâmetro “d” está relacionado com a taxa específica de morte celular (Dijkstra, 1997) e mudanças da curva após o pico de lactação (Rook, 1993). Nos diferentes modelos avaliados, ambos os parâmetros (*c* e *d*), se mantiveram homogêneos com o avanço da lactação e estão de acordo com os valores obtidos pela literatura (TORSHIZI et al., 2011; MOHANTY et al., 2017) em rebanhos de gado leiteiro.

Para porcentagens de sólidos (Tabelas 4, 5 e 6) em todos os modelos testados, os valores do parâmetro “a” diminuíram com o avanço da idade, esse comportamento é de se esperar, visto que ambas as características apresentam uma forte (-0,25 a -0,30) correlação genética negativa com a produção de leite (ROMANO et al. 2020), ou seja, à medida que aumenta a produção de leite, há uma tendência de declínio nas porcentagens de gordura e proteína do leite, devido ao efeito de diluição (EICHER, 2004).

Tabela 4 - Estimativas de parâmetros para porcentagem de gordura de acordo com a ordem de lactação, estimado por diferentes modelos não lineares

<b>Modelo</b>	<b>A</b>	<b>B</b>	<b>C</b>	<b>D</b>
<i>1ª Lactação</i>				
Brody, 1923	3,34		-0,0002	
Brody, 1924	n/c	n/c	n/c	
Sikka, 1950	3,61	-0,0012	-0,0000	
Nelder, 1966	-0,58	0,3218	-0,0001	
Wood, 1967	5,17	-0,1295	-0,0014	
Cobby e Le Du, 1978	n/c	n/c	n/c	
Wilmink, 1987	3,05	0,0022	1,4690	
Papajcsik e Boderó, 1988	0,08		0,0073	
Rook, 1993	2,90	-5,2300	10,0300	-0,0008
Cappio-Borlino, 1995	3,43	0,3462	0,1654	
Dijkstra, 1997	4,88	-0,0271	0,0603	-0,0006
<i>2ª Lactação</i>				
Brody, 1923	3,24		-0,0004	
Brody, 1924	n/c	n/c	n/c	
Sikka, 1950	3,49	-0,0011	-0,0000	
Nelder, 1966	-0,60	0,3325	-0,0002	
Wood, 1967	5,05	-0,1321	-0,0015	
Cobby e Le Du, 1978	n/c	n/c	n/c	
Wilmink, 1987	2,94	0,0026	1,4830	
Papajcsik e Boderó, 1988	0,07		0,0071	
Rook, 1993	2,80	-5,4300	10,3400	-0,0009
Cappio-Borlino, 1995	3,38	0,3531	0,1797	
Dijkstra, 1997	4,75	-0,0272	0,0593	-0,0007
<i>3ª Lactação</i>				
Brody, 1923	3,25		-0,0003	
Brody, 1924	n/c	n/c	n/c	
Sikka, 1950	3,51	-0,0011	-0,0000	
Nelder, 1966	-0,63	0,3320	-0,0002	
Wood, 1967	5,17	-0,1372	-0,0015	
Cobby e Le Du, 1978	n/c	n/c	n/c	
Wilmink, 1987	2,94	0,0025	1,5470	
Papajcsik e Boderó, 1988	0,07		0,0072	
Rook, 1993	2,81	-5,3300	9,5100	-0,0008
Cappio-Borlino, 1995	3,37	0,3741	0,1715	
Dijkstra, 1997	4,90	-0,0298	0,0613	-0,0007

a,b,c e d= Parâmetros estimados pelos modelos; n/c= Não convergiu

Tabela 5 - Estimativas de parâmetros para porcentagem de proteína de acordo com a ordem de lactação, estimado por diferentes modelos não lineares

<b>Modelo</b>	<b>A</b>	<b>B</b>	<b>C</b>	<b>D</b>
<i>1ª Lactação</i>				
Brody, 1923	2,95		-0,00046	
Brody, 1924	n/c	n/c	n/c	
Sikka, 1950	3,00	0,000059	-0,00000132	
Nelder, 1966	-0,45	0,3557	-0,00021	
Wood, 1967	3,67	-0,0651	-0,00105	
Cobby e Le Du, 1978	n/c	n/c	n/c	
Wilmink, 1987	2,79	0,00215	0,738	
Papajcsik e Boderó, 1988	0,07		0,00714	
Rook, 1993	2,79	-1,36	0,144	-0,00068
Cappio-Borlino, 1995	3,14	0,5541	0,3261	
Dijkstra, 1997	4,61	-0,05680	0,11930	-0,0006
<i>2ª Lactação</i>				
Brody, 1923	2,94		-0,00052	
Brody, 1924	n/c	n/c	n/c	
Sikka, 1950	3,03	-0,00008	-0,00000199	
Nelder, 1966	-0,51	0,3587	-0,00024	
Wood, 1967	3,84	-0,0788	-0,00124	
Cobby e Le Du, 1978	n/c	n/c	n/c	
Wilmink, 1987	2,76	0,00249	0,8619	
Papajcsik e Boderó, 1988	0,07		0,00705	
Rook, 1993	2,76	-1,64	0,5973	-0,00078
Cappio-Borlino, 1995	3,16	0,6613	0,3367	
Dijkstra, 1997	4,81	-0,06160	0,11710	-0,00069
<i>3ª Lactação</i>				
Brody, 1923	2,90		-0,00053	
Brody, 1924	n/c	n/c	n/c	
Sikka, 1950	2,98	-0,00003	-0,00000186	
Nelder, 1966	-0,53	0,36380	-0,000250	
Wood, 1967	3,76	-0,08	-0,00123	
Cobby e Le Du, 1978	n/c	n/c	n/c	
Wilmink, 1987	2,73	0,00248	0,8394	
Papajcsik e Boderó, 1988	0,07		0,00702	
Rook, 1993	2,73	-1,54	0,1658	-0,00078
Cappio-Borlino, 1995	3,12	0,749	0,3534	
Dijkstra, 1997	4,89	-0,0682	0,12290	-0,00069

a,b,c e d= Parâmetros estimados pelos modelos; n/c= Não convergiu

Tabela 6 - Estimativas de parâmetros para relação gordura:proteína (RGP) de acordo com a ordem de lactação, estimado por diferentes modelos não lineares

<b>Modelo</b>	<b>A</b>	<b>B</b>	<b>C</b>	<b>D</b>
<i>1ª Lactação</i>				
Brody, 1923	1,14		0,0002	
Brody, 1924	n/c	n/c	n/c	
Sikka, 1950	1,20	-0,0012	-0,0000	
Nelder, 1966	-0,69	0,9035	0,0001	
Wood, 1967	1,40	-0,0623	-0,0003	
Cobby e Le Du, 1978	n/c	n/c	n/c	
Wilmink, 1987	1,09	-0,0000	0,2080	
Papajcsik e Boderó, 1988	0,02		0,0082	
Rook, 1993	0,76	-68,3900	178,5	-0,0007
Cappio-Borlino, 1995	1,40	-0,0602	0,0010	
Dijkstra, 1997	1,23	-0,0029	0,0120	-0,0004
<i>2ª Lactação</i>				
Brody, 1923	1,10		0,0001	
Brody, 1924	n/c	n/c	n/c	
Sikka, 1950	1,15	-0,0010	-0,0000	
Nelder, 1966	-0,58	0,9268	0,0000	
Wood, 1967	1,32	-0,0535	-0,0003	
Cobby e Le Du, 1978	n/c	n/c	n/c	
Wilmink, 1987	1,07	-0,0000	0,1770	
Papajcsik e Boderó, 1988	0,02		0,0081	
Rook, 1993	0,86	-29,9600	109,5000	-0,0005
Cappio-Borlino, 1995	1,06	0,0617	0,0416	
Dijkstra, 1997	1,19	-0,0029	0,0170	-0,0002
<i>3ª Lactação</i>				
Brody, 1923	1,12		0,0002	
Brody, 1924	n/c	n/c	n/c	
Sikka, 1950	1,18	-0,0011	-0,0000	
Nelder, 1966	-0,66	0,9115	0,0001	
Wood, 1967	1,37	-0,0598	-0,0003	
Cobby e Le Du, 1978	n/c	n/c	n/c	
Wilmink, 1987	1,08	-0,0000	0,2060	
Papajcsik e Boderó, 1988	0,02		0,0082	
Rook, 1993	0,90	-23,3400	86,77	-0,0004
Cappio-Borlino, 1995	1,37	-0,0581	0,0009	
Dijkstra, 1997	1,23	-0,0036	0,0190	-0,0001

a,b,c e d= Parâmetros estimados pelos modelos; n/c= Não convergiu

Em todas as lactações os modelos Papajcsik e Boderó (1988) e Nelder (1966) subestimaram os valores do parâmetro  $a$  (Tabelas 4, 5 e 6), enquanto o modelo Papajcsik e Boderó (1988) estimavam valores próximos de zero, o modelo Nelder (1966) estimou valores negativos para este parâmetro, em contrapartida os outros modelos apresentaram valores biologicamente esperado. De modo geral, os modelos Brody (1924) e Cobby e Le Du (1978) não convergiram para estimar as curvas de porcentagem de gordura, porcentagem de proteína e RGP, e, portanto, não foi possível compará-lo com os outros modelos estudados

Os resultados das estimativas dos parâmetros ( $a$ ,  $b$ ,  $c$  e  $d$ ) obtidos pelos modelos para o ajuste das curvas de porcentagem de gordura, porcentagem de proteína e RGP estão de acordo com os obtidos em rebanhos de vacas Holandesas no Irã (HOSSEIN-ZADEH, 2019a; 2019b).

As estatísticas de qualidade de ajuste para a característica produção de leite estão apresentadas na tabela 7. Observou-se que os valores do DMA para os diferentes modelos utilizados foram baixos e bem próximos, variando de 6,0039 a 9,6611, exceto para o modelo Papajcsik e Boderó (1988) que apresentou altos valores ( $>7,57$ ) em todas as lactações. Valores semelhantes a este estudo foram encontrados por Lazzari et al. (2013) que estimaram valores altos de DMA nos modelos Papajcsik e Boderó (1988) e Bianchini Sobrinho (1984), em rebanhos de vacas Holandesas no Estado de Santa Catarina, Brasil.

Ainda na Tabela 7, observa-se que os valores do RMSE variaram entre 7,6271 e 9,5553 na primeira lactação, 9,1417 e 11,8644 na segunda lactação e de 9,5865 e 12,3373 na terceira lactação. Além disso, observou-se que devido ao aumento do nível de produção, também aumentou as estimativas do RMSE em todos os modelos, comportamento semelhante foi verificado Cankaya et al. (2011) e Bangar e Verma (2017), que verificaram o aumento do RMSE com o avanço das lactações.



Tabela 7 - Comparação da qualidade do ajuste para curvas de lactação de acordo com a ordem de lactação, para diferentes modelos não lineares

Modelos	DMA	RMSE	AIC	BIC
<i>1ª Lactação</i>				
Brody, 1923	6,21	7,87	42137,92	42126,51
Brody, 1924	6,07	7,71	13601,19	13601,19
Sikka, 1950	6,07	7,69	11403,01	11403,01
Nelder, 1966	6,02	7,65	3557,36	3557,36
<b>Wood, 1967</b>	<b>6,00</b>	<b>7,63</b>	<b>0,00</b>	<b>0,00</b>
Cobby e Le Du, 1978	6,07	7,70	13378,61	13378,61
Wilmink, 1987	6,01	7,64	2076,90	2076,90
Papajcsik e Boderó, 1988	7,58	9,56	300880,87	300869,46
Rook, 1993	6,00	7,63	123,09	134,51
Cappio-Borlino, 1995	6,09	7,73	17213,71	17213,71
Dijkstra, 1997	6,01	7,63	1034,25	1045,67
<i>2ª Lactação</i>				
Brody, 1923	7,42	9,40	27460,93	27449,83
Brody, 1924	7,27	9,22	8554,51	8554,51
Sikka, 1950	7,27	9,22	8111,96	8111,96
Nelder, 1966	7,23	9,17	3483,62	3483,62
Wood, 1967	7,21	9,14	8,88	8,88
Cobby e Le Du, 1978	7,25	9,20	6495,34	6495,34
<b>Wilmink, 1987</b>	<b>7,21</b>	<b>9,14</b>	<b>0,00</b>	<b>0,00</b>
Papajcsik e Boderó, 1988	9,30	11,86	254633,33	254622,23
Rook, 1993	7,21	9,14	7,22	18,32
Cappio-Borlino, 1995	7,97	9,99	86801,19	86801,19
Dijkstra, 1997	7,21	9,15	724,42	735,52
<i>3ª Lactação</i>				
Brody, 1923	7,81	9,40	18551,51	18540,91
Brody, 1924	7,63	9,22	5843,19	5843,19
Sikka, 1950	7,64	9,22	6012,24	6012,24
Nelder, 1966	7,59	9,17	2702,91	2702,91
Wood, 1967	7,56	9,14	138,90	138,90
Cobby e Le Du, 1978	7,61	9,20	4299,25	4299,25
<b>Wilmink, 1987</b>	<b>7,56</b>	<b>9,14</b>	<b>0,00</b>	<b>0,00</b>
Papajcsik e Boderó, 1988	9,66	11,86	150005,14	149994,54
Rook, 1993	7,56	9,14	52,96	63,57
Cappio-Borlino, 1995	8,58	9,99	66511,67	66511,67
Dijkstra, 1997	7,56	9,15	349,02	359,63

DMA = Desvio médio absoluto dos resíduos, RMSE = raiz do erro quadrático médio; AIC= critério de informação de Akaike; BIC = critério de informação bayesiano.

De acordo com os resultados dos critérios de ajuste de modelo para vacas primíparas descritos na Tabela 7, foi possível determinar que o modelo Wood (1967) proporcionou o melhor ajuste uma vez que gerou os menores valores de DMA, RMSE, AIC e BIC para ajustar as curvas de lactação em vacas Holandesas de primeira lactação, seguido dos modelos Rook (1993), Dijkstra (1997) e Wilmink (1987). A superioridade do ajuste no modelo de Wood (1967) em vacas de primeira lactação também foi constatado em estudos de rebanhos de vacas Holandesas no Brasil (DALTRO et al., 2020; OLIVEIRA et al., 2020). A melhor adequação do modelo Wood, justifica a sua larga utilização para ajustar as curvas de lactação em gado leiteiro (FERREIRA et al., 2015; MASIA et al., 2020).

Ainda na Tabela 7, observa-se que na segunda e terceira lactação, o modelo Wilmink (1987) apresentou os menores valores da DMA, RMSE, AIC e BIC, desta forma mostrou-se eficiente para descrever e fornecer uma melhor compreensão e entendimento sobre o formato da curva de lactação de vacas leiteiras da raça Holandesa, seguido dos modelos Rook (1993) e Wood (1967) que também apresentaram baixos valores para os critérios de ajustes. O melhor ajuste do modelo Wilmink (1987) para vacas múltiparas deste estudo corroboram com os estudos realizados por Sitkowska et al. (2020), que também compararam o ajuste de diferentes modelos, e apontou este modelo como o melhor para descrever as curvas de lactação em rebanhos de vacas Holandesas na Polônia.

Porém, tais resultados são similares obtidos por Cunha et al. (2010) em rebanhos de vacas leiteiras da região de Minas Gerais, Brasil, que avaliando oito modelos matemáticos, relataram que o modelo de Wilmink (1987) obteve um melhor ajuste das curvas de lactação para vacas primíparas, enquanto o modelo de Wood (1967) obteve um melhor desempenho em vacas da segunda e terceira ou maior lactação. Daltro et al. (2021) avaliando rebanhos leiteiros de primeira lactação do estado de Minas Gerais, relataram que em relação à classificação da qualidade de ajuste dos diferentes modelos avaliados, os valores dos critérios (RMSE, AIC e BIC) indicaram que os modelos Wilmink (1987) e Wood (1967) foram os melhores em termos de qualidade de ajuste devido aos seus valores mais baixos.

Em nosso estudo, de maneira geral, independente da ordem de lactação, o modelo Papajcsik e Boderó (1988) apresentou os maiores valores de DMA, RMSE, AIC e BIC, se tornando um modelo ineficiente para ajustar à curva de lactação de vacas Holandesas. Segundo Lazzari et al. (2013), avaliando modelos matemáticos

para ajuste da curva de lactação de vacas Holandesas criadas no Oeste de Santa, relataram que este modelo subestimaram a produção de leite no início e superestimaram a produção no final da lactação, por outro lado, Teixeira et al. (2021) avaliando nove modelos para ajustar a curva de lactação de bovinos Girolando, relataram que o modelo Papajcsik e Boderó (1988) apresentou alto valores de AIC e BIC quando comparado aos outros. Entretanto, os resultados obtidos neste trabalho diferem daqueles reportados por Cobuci et al (2000), que avaliando modelos matemáticas que melhor se ajustam à produção de leite de vacas da raça Guzerá, constataram que o modelo de Papajcsik e Boderó (1988) está entre os 3 melhores modelos para modelar a curva de lactação dos 22 modelos avaliados.

Nas Tabelas 8, 9 e 10, respectivamente, são apresentadas as estatísticas de qualidade de ajuste para características de porcentagem de gordura, porcentagem de proteína e relação gordura:proteína (porcentagens de sólidos) para vacas Holandesas de primeira, segunda e terceira ordem de lactação. Até onde sabemos, são escassos relatos do desempenho dos modelos na curva de porcentagens de sólidos em rebanhos de vacas Holandesas no Sul do Brasil, mas sabe-se que escolha de um modelo não linear adequado para caracterizar curva de porcentagens de sólidos com base na ordem de lactação, (HOSSEIN-ZADEH, 2019b) pode proporcionar a possibilidade de seleção direta no nível da curva de lactação para cada vaca.

Observa-se que o modelo Dijkstra (1997) em todas as lactações, apresentou os menores valores de DMA, RMSE, AIC e BIC, para porcentagem de gordura, porcentagem de proteína e relação gordura:proteína, sendo considerado o melhor modelo para ajustar as curvas de porcentagens de sólidos de vacas Holandesas. No mesmo sentido, o modelo Rook (1993) apresentou comportamento semelhante e consistente nas três primeiras lactações. Além disso, o modelo Cappio-Borlino (1995) proporcionou bons ajustes das curvas para RGP em vacas de segunda e terceira lactação

Tabela 8 - Comparação da qualidade do ajuste para curvas de porcentagem de gordura de acordo com a ordem de lactação, para diferentes modelos não lineares

Modelos	DMA	RMSE	AIC	BIC
<i>1ª Lactação</i>				
Brody, 1923	0.56	0,72	32134,16	32111,34
Brody, 1924	-	-	-	-
Sikka, 1950	0.56	0,72	17742,26	17730,85
Nelder, 1966	0.55	0,71	3729,10	3717,69
Wood, 1967	0.55	0,71	2270,64	2259,22
Cobby e Le Du, 1978	-	-	-	-
Wilmink, 1987	0.55	0,71	493,49	482,08
Papajcsik e Boderó, 1988	0.87	1,17	668815,55	668792,72
Rook, 1993	0.55	0,71	205,83	205,83
Cappio-Borlino, 1995	0.56	0,72	21340,91	21329,50
<b>Dijkstra, 1997</b>	<b>0.55</b>	<b>0,71</b>	<b>0,00</b>	<b>0,00</b>
<i>2ª Lactação</i>				
Brody, 1923	0.61	0,79	20875,53	20853,33
Brody, 1924	-	-	-	-
Sikka, 1950	0.61	0,78	12153,91	12142,81
Nelder, 1966	0.60	0,77	2654,97	2643,87
Wood, 1967	0.60	0,77	1784,96	1773,86
Cobby e Le Du, 1978	-	-	-	-
Wilmink, 1987	0.60	0,77	222,78	211,68
Papajcsik e Boderó, 1988	0.90	1,20	434020,35	433998,15
Rook, 1993	0.60	0,77	353,18	353,18
Cappio-Borlino, 1995	0.61	0,79	20260,02	20248,92
<b>Dijkstra, 1997</b>	<b>0.60</b>	<b>0,77</b>	<b>0,00</b>	<b>0,00</b>
<i>3ª Lactação</i>				
Brody, 1923	0.61	0,79	13796,44	13775,24
Brody, 1924	-	-	-	-
Sikka, 1950	0.61	0,78	8340,03	8329,43
Nelder, 1966	0.60	0,77	1677,47	1666,87
Wood, 1967	0.60	0,77	1336,25	1325,65
Cobby e Le Du, 1978	-	-	-	-
Wilmink, 1987	0.60	0,77	211,85	201,24
Papajcsik e Boderó, 1988	0.90	1,20	266171,84	266150,63
Rook, 1993	0.60	0,77	252,87	252,87
Cappio-Borlino, 1995	0.61	0,78	10573,45	10562,85
<b>Dijkstra, 1997</b>	<b>0.60</b>	<b>0,77</b>	<b>0,00</b>	<b>0,00</b>

DMA = Desvio médio absoluto dos resíduos, RMSE = raiz do erro quadrático médio; AIC= critério de informação de Akaike; BIC = critério de informação bayesiano.

Tabela 9 - Comparação da qualidade do ajuste para curvas de porcentagem de proteína de acordo com a ordem de lactação, para diferentes modelos não lineares.

<b>Modelos</b>	<b>DMA</b>	<b>RMSE</b>	<b>AIC</b>	<b>BIC</b>
<i>1ª Lactação</i>				
Brody, 1923	0,21	0,27	73355,73	73332,90
Brody, 1924	-	-	-	-
Sikka, 1950	0,21	0,27	67346,62	67335,21
Nelder, 1966	0,20	0,26	9458,39	9446,98
Wood, 1967	0,21	0,26	32886,81	32875,40
Cobby e Le Du, 1978	-	-	-	-
Wilmink, 1987	0,20	0,26	16844,31	16832,90
Papajcsik e Boderó, 1988	0,56	0,80	1516187,68	1516164,85
Rook, 1993	0,20	0,26	7449,29	7449,29
Cappio-Borlino, 1995	0,23	0,29	169532,50	169521,09
<b>Dijkstra, 1997</b>	<b>0,20</b>	<b>0,26</b>	<b>0,00</b>	<b>0,00</b>
<i>2ª Lactação</i>				
Brody, 1923	0,23	0,30	62126,22	62104,02
Brody, 1924	-	-	-	-
Sikka, 1950	0,23	0,29	53375,21	53364,11
Nelder, 1966	0,22	0,28	5842,09	5830,99
Wood, 1967	0,22	0,29	23317,71	23306,61
Cobby e Le Du, 1978	-	-	-	-
Wilmink, 1987	0,22	0,28	12579,03	12567,93
Papajcsik e Boderó, 1988	0,59	0,83	1071122,26	1071100,06
Rook, 1993	0,22	0,28	12,89	12,89
Cappio-Borlino, 1995	0,25	0,32	138506,29	138495,19
<b>Dijkstra, 1997</b>	<b>0,22</b>	<b>0,28</b>	<b>0,00</b>	<b>0,00</b>
<i>3ª Lactação</i>				
Brody, 1923	0,23	0,30	36003,49	35982,28
Brody, 1924	-	-	-	-
Sikka, 1950	0,23	0,30	31456,48	31445,88
Nelder, 1966	0,22	0,28	3523,22	3512,62
Wood, 1967	0,22	0,29	14503,16	14492,56
Cobby e Le Du, 1978	-	-	-	-
Wilmink, 1987	0,22	0,28	8135,93	8125,33
Papajcsik e Boderó, 1988	0,58	0,82	638765,56	638744,35
Rook, 1993	0,22	0,28	2649,72	2649,72
Cappio-Borlino, 1995	0,25	0,32	83893,11	83882,51
<b>Dijkstra, 1997</b>	<b>0,22</b>	<b>0,28</b>	<b>0,00</b>	<b>0,00</b>

DMA = Desvio médio absoluto dos resíduos, RMSE = raiz do erro quadrático médio; AIC= critério de informação de Akaike; BIC = critério de informação bayesiano.

Tabela 10 - Comparação da qualidade do ajuste para curvas de relação gordura:proteína (RGP) de acordo com a ordem de lactação, para diferentes modelos não lineares.

Modelos	DMA	RMSE	AIC	BIC
<i>1ª Lactação</i>				
Brody, 1923	0,16	0,22	9489,46	9466,64
Brody, 1924	-	-	-	-
Sikka, 1950	0,16	0,21	932,29	920,87
Nelder, 1966	0,16	0,21	5152,98	5141,57
Wood, 1967	0,16	0,21	1313,92	1302,51
Cobby e Le Du, 1978	-	-	-	-
Wilmink, 1987	0,16	0,21	2566,32	2554,91
Papajcsik e Boderó, 1988	0,27	0,36	692179,20	692156,38
Rook, 1993	0,16	0,21	37,13	37,13
Cappio-Borlino, 1995	0,16	0,21	1313,92	1302,51
<b>Dijkstra, 1997</b>	<b>0,16</b>	<b>0,21</b>	<b>0,00</b>	<b>0,00</b>
<i>2ª Lactação</i>				
Brody, 1923	0,18	0,23	4434,16	4423,06
Brody, 1924	-	-	-	-
Sikka, 1950	0,18	0,23	816,48	816,48
Nelder, 1966	0,18	0,23	2598,48	2598,48
Wood, 1967	0,18	0,23	679,86	679,86
Cobby e Le Du, 1978	-	-	-	-
Wilmink, 1987	0,18	0,23	1049,78	1049,78
Papajcsik e Boderó, 1988	0,28	0,36	448725,39	448714,29
Rook, 1993	0,18	0,23	70,41	81,51
<b>Cappio-Borlino, 1995</b>	<b>0,18</b>	<b>0,23</b>	<b>0,00</b>	<b>0,00</b>
Dijkstra, 1997	0,18	0,23	2,00	13,10
<i>3ª Lactação</i>				
Brody, 1923	0,18	0,23	3264,97	3243,77
Brody, 1924	-	-	-	-
Sikka, 1950	0,18	0,23	743,77	733,17
Nelder, 1966	0,18	0,23	1765,94	1755,34
Wood, 1967	0,18	0,23	416,46	405,85
Cobby e Le Du, 1978	-	-	-	-
Wilmink, 1987	0,18	0,23	616,22	605,62
Papajcsik e Boderó, 1988	0,28	0,37	275761,95	275740,74
Rook, 1993	0,18	0,23	64,84	64,84
Cappio-Borlino, 1995	0,18	0,23	407,20	396,60
<b>Dijkstra, 1997</b>	<b>0,18</b>	<b>0,23</b>	<b>0,00</b>	<b>0,00</b>

DMA = Desvio médio absoluto dos resíduos, RMSE = raiz do erro quadrático médio; AIC= critério de informação de Akaike; BIC = critério de informação bayesiano.

Por outro lado, o modelo Papajcsik e Boderó (1988) apresentou os maiores valores para RMSE, AIC e BIC, mostrando ser o pior modelo para ajustar as curvas de porcentagens de sólidos em bovinos da raça Holandesa no Sul do Brasil, seguido dos modelos Brody (1924) e Cobby e Le Du (1978) que não convergiram. No entanto, os resultados do nosso estudo estão em contraste com aqueles reportados por Younesi et al. (2019), que avaliando quatro modelos matemáticos (Wood (1967), Wilmink (1987), Ali e Schaeffer (1987) e Dijkstra (1997)) em vacas leiteiras no Irã, concluíram que o modelo Wood ajustou-se menos aos dados de porcentagens de sólidos comparado aos outros avaliados.

Na Tabela 11 foram apresentados os parâmetros (Tempo ao pico/ponto mínimo e produção no pico/ ponto mínimo) observados e estimados das curvas de lactação, porcentagens de gordura, porcentagens de proteína e relação gordura:proteína. Para produção de leite, considerando as características (TP e PP) da curva de lactação, observa-se que o modelo Wood (1967) na primeira lactação, proporcionou ajuste muito próximo dos valores observados. Este estimou o dia do pico de lactação em 105 dias após o parto, com uma produção de 33,65 kg/dia, foram bem próximos ao valor observados (102º dias e produção de 33,68 kg/dia). Resultado este que evidenciou que o modelo Wood (1967) foi aquele que melhor se adequou para descrever as curvas de lactação em vacas primíparas da raça Holandesa para a base de dados no estado do Paraná.

Tais resultados estão de acordo com os obtidos por Dematawewa et al. (2007) em rebanhos de vacas Holandesas nos Estados Unidos. Os autores, utilizando o modelo Wood (1967), estimaram o dia do pico aos 102 dias, com produção de 33,25 kg/dia, valores com boa correspondência aos valores observados (94º dias e produção de 33,1 kg/dia). Por outro lado, os modelos Sikka (1950), Papajcsik e Boderó (1988) e Rook (1993) superestimaram o TP, enquanto os modelos Brody (1924) e Cobby e Le Du (1978) superestimaram a PP.

Durante a segunda e terceira lactação, o modelo Wilmink (1987) foi o que forneceu melhor ajuste para as estimativas das curvas de lactação sendo que o modelo previu pico de lactação em média 4 dias após os valores observados. Embora tenha superestimado esta característica, os valores estão bem próximos do aspecto realístico. Tais resultados estão de acordo com os obtidos por Sitkowska et al. (2020) em rebanhos de vacas Holandesas na Polônia, que embora o modelo Wilmink (1987) tenha subestimado o tempo de pico de lactação, este modelo ficou mais próximo dos





Dados observados	47	44,92	47	3,14	36	2,86	100	1,05
Brody, 1923	5	45,53	5	3,25	5	2,90	5	1,13
Brody, 1924	27	33,98	n/c	n/c	n/c	n/c	n/c	n/c
Sikka, 1950	0,06	40,66	120	3,51	8	2,98	189	1,18
Nelder, 1966	44	44,66	58	2,83	46	2,59	264	1,05
Wood, 1967	59	43,69	88	3,21	63	2,96	199	1,06
Cobby e Le Du, 1978	12	84,10	n/c	n/c	n/c	n/c	n/c	n/c
Wilmink, 1987	52	44,17	58	3,17	50	2,91	209	1,06
Papajcsik e Boderó, 1988	96	48,32	5	0,36	5	0,33	5	0,13
Rook, 1993	79	44,00	90	3,20	45	2,92	117	1,06
Cappio-Borlino, 1995	26	37,94	72	3,36	35	3,12	143	1,06
Dijkstra, 1997	57	44,31	61	3,17	37	2,89	163	1,06

Ainda na Tabela 11 é possível observar o Tempo do ponto mínimo (TP) e sua produção (PP) para a porcentagens de sólidos em vacas Holandesas de primeira, segunda e terceira lactação. Independente da ordem de lactação, o TP da porcentagem de proteína ocorreu mais cedo do que o da porcentagem de gordura, ou seja, a porcentagem de gordura demora mais tempo para chegar ao seu ponto mínimo, ademais, o TP da relação gordura:proteína acontece no terço médio e final da lactação. Estes resultados corroboram com os estudos realizados por Hossein-Zadeh (2014), que também verificaram que a TP da porcentagem de gordura aconteceu tardiamente, quando comparada com as porcentagens de proteínas.

Embora alguns modelos tenham superestimados e subestimados o tempo do ponto mínimo (TP) para porcentagem de gordura, o modelo Nelder (1966) foi capaz de estimar esta característica com mais precisão quando comparado os outros modelos, enquanto o modelo Wilmink (1987) e Dijkstra (1997) forneceram uma estimativa mais precisa da produção de porcentagem de gordura no ponto mínimo (PP). Por outro lado, o modelo Dijkstra (1997) foi mais preciso na estimativa do tempo do ponto mínimo para porcentagem de proteína, enquanto os modelos Brody (1923) e Wilmink (1987) foram mais exatos na produção da porcentagem de proteína no ponto mínimo. Para a relação gordura:proteína todos os modelos estimaram o seu ponto mínimo com precisão, exceto os modelos Brody (1923) e Sikka (1950) que superestimaram e o modelo Papajcsik e Boderó (1988) que subestimou.

Tais resultados diferem dos relatados por Hossein-Zadeh (2019a), que avaliando vacas Holandesas de partos gemelares, verificaram que o modelo Sikka (1950) e Rook (1993), estimaram o TP com mais precisão, respectivamente, porcentagem de gordura, porcentagem de proteína e relação gordura:proteína,

enquanto o modelo Wood (1967) forneceu uma PP mais precisa. Segundo Cankaya et al. (2011), a utilidade de um modelo de lactação depende de quão bem ele consegue imitar o processo biológico de uma lactação e de quão bem ele se ajusta a fatores ambientais e outros que podem influenciar a produção.

As Figuras 1, 2, 3 e 4 ilustram as curvas de lactação e porcentagens de sólidos com base nos melhores modelos para cada ordem de lactação (curvas observadas e estimadas). Pode-se observar visualmente, que a partir dos critérios de ajuste de modelos, que as curvas de produção de leite foram ajustadas adequadamente com base nos modelos Wood (1967), Wilmink (1987) e Rook (1993). Já as curvas de porcentagens de sólidos foram melhor ajustadas pelos modelos de Dijkstra (1997) e Rook (1993).

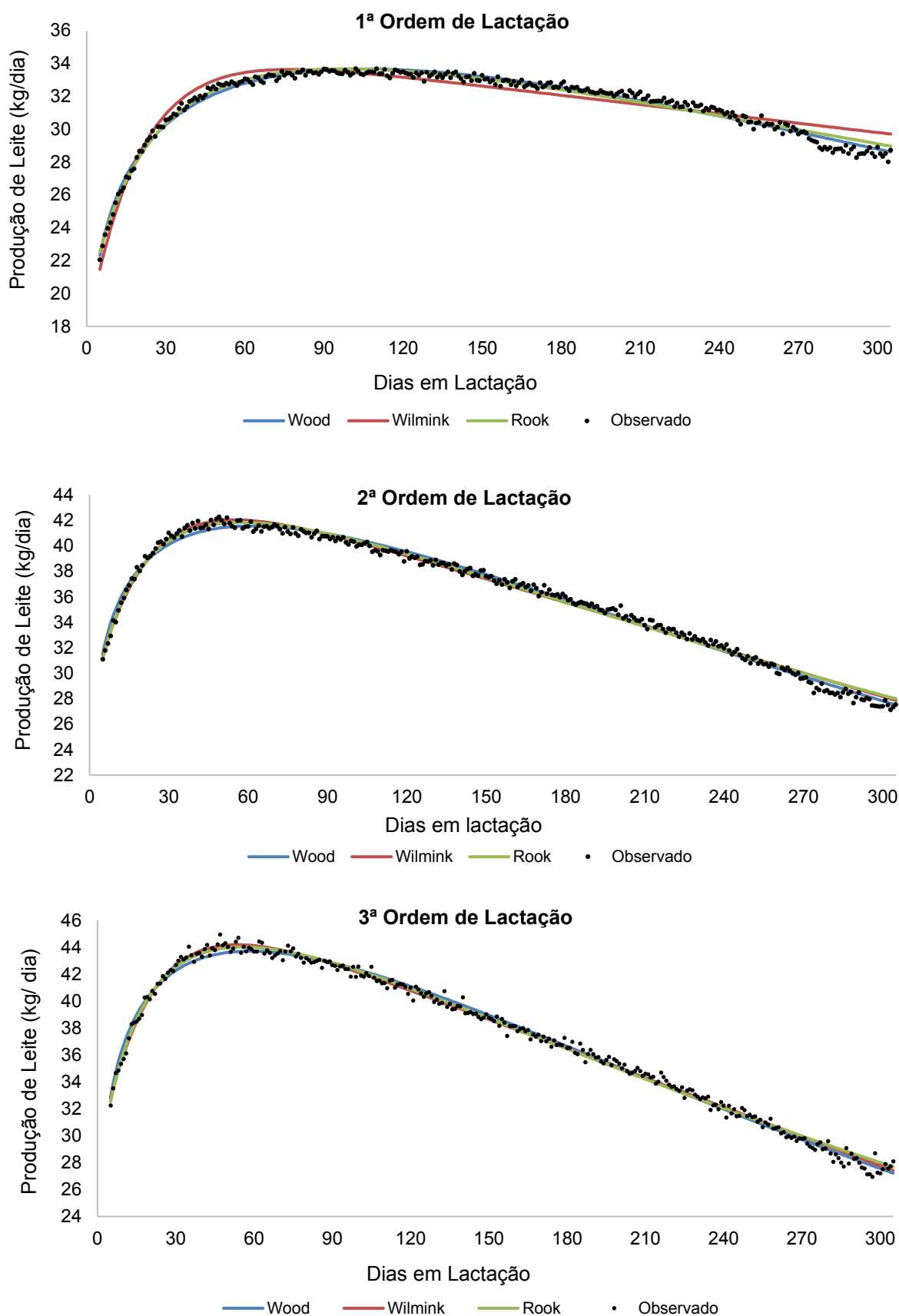


Figura 1. Curvas de lactação observada e estimada pelos modelos Wood (1967), Wilmink (1987) e Rook (1993) para raça Holandesa em função da ordem de lactação

Pode-se observar que os níveis de produção se elevam entre a 1ª até a 3ª ordem de lactação, o que é condizente com a maturidade fisiológica do animal e da glândula mamária. Os animais de 3ª ordem de parto, apresentaram maiores valores de pico e menor persistência em relação aos animais de 2ª e 1ª ordem, respectivamente, ou seja, os animais mais maduros acabam por estar mais sujeitos a variações maiores nos valores de produção diária e entre o pico de lactação e a secagem.

Outro destaque pode ser realizado em relação ajustes entre os valores estimados e os valores observados que apresentaram grande correspondência com a utilização dos três melhores modelos. Em relação aos animais de primeira lactação podemos observar que apresentaram curva de lactação mais *flat* com menor variação entre o pico e a secagem e, além disso, pode-se perceber que o modelo de Wilmilk levemente superestimou a produção no pico e na secagem para estes animais.

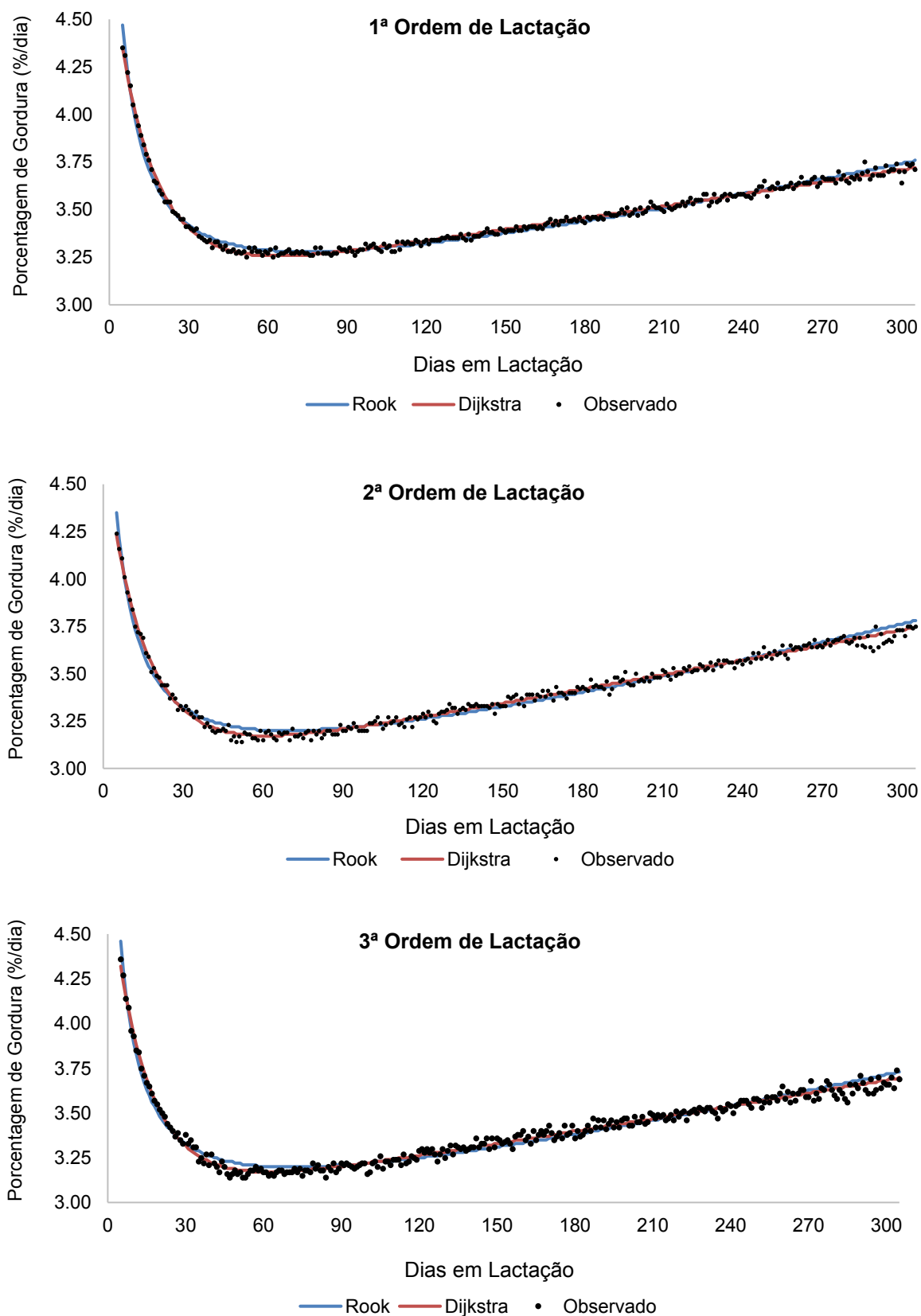


Figura 2. Curvas de porcentagem de gordura observada e estimada pelos modelos Rook (1993) e Dijkstra (1997) para raça Holandesa em função da ordem de lactação

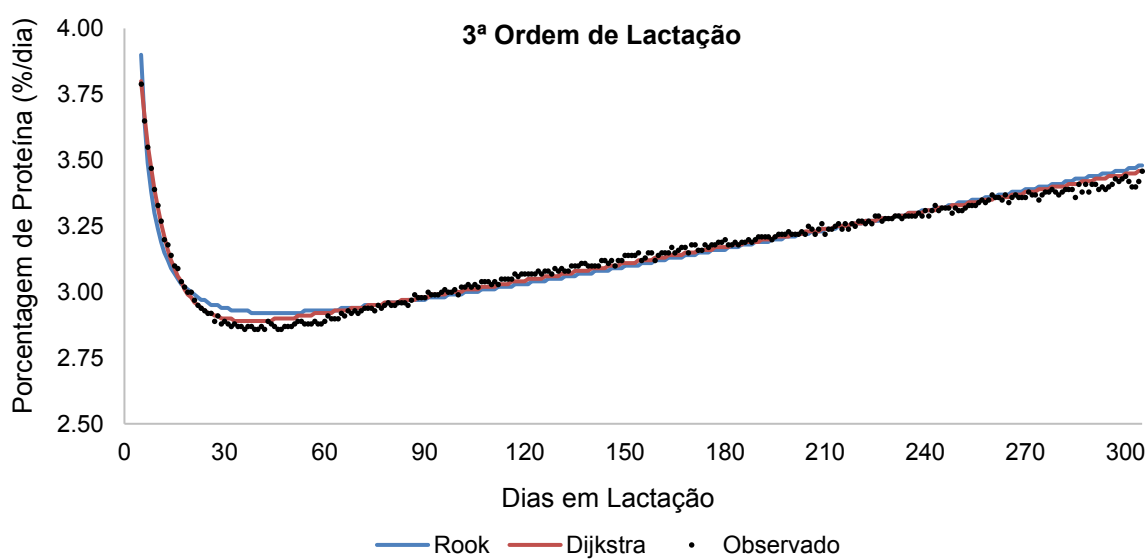
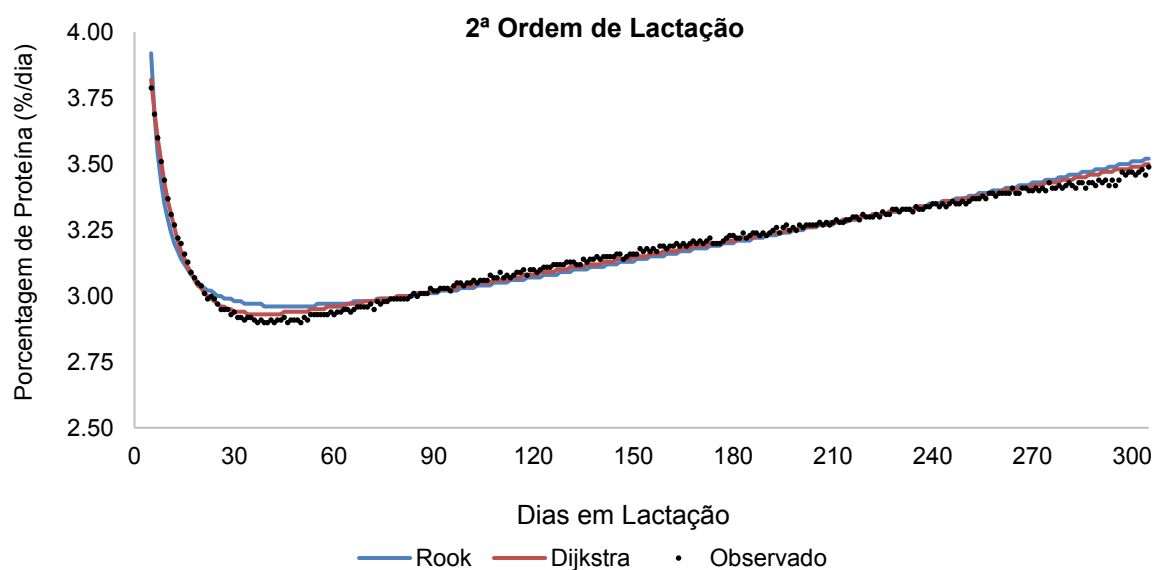
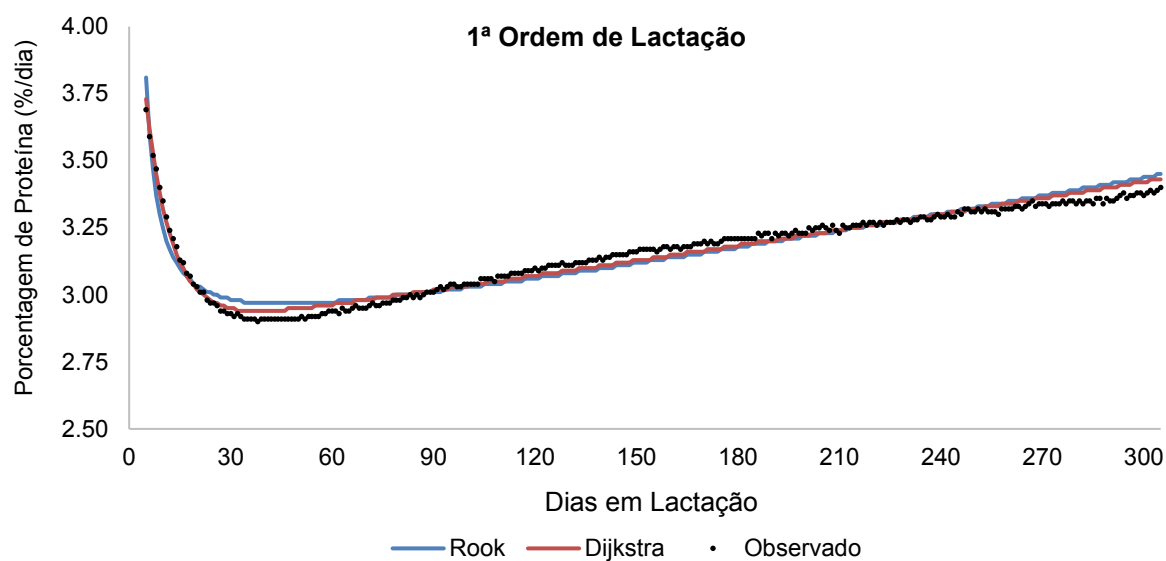


Figura 3. Curvas de porcentagem de proteína observada e estimada pelo modelo Dijkstra (1997) para raça Holandesa em função da ordem de lactação

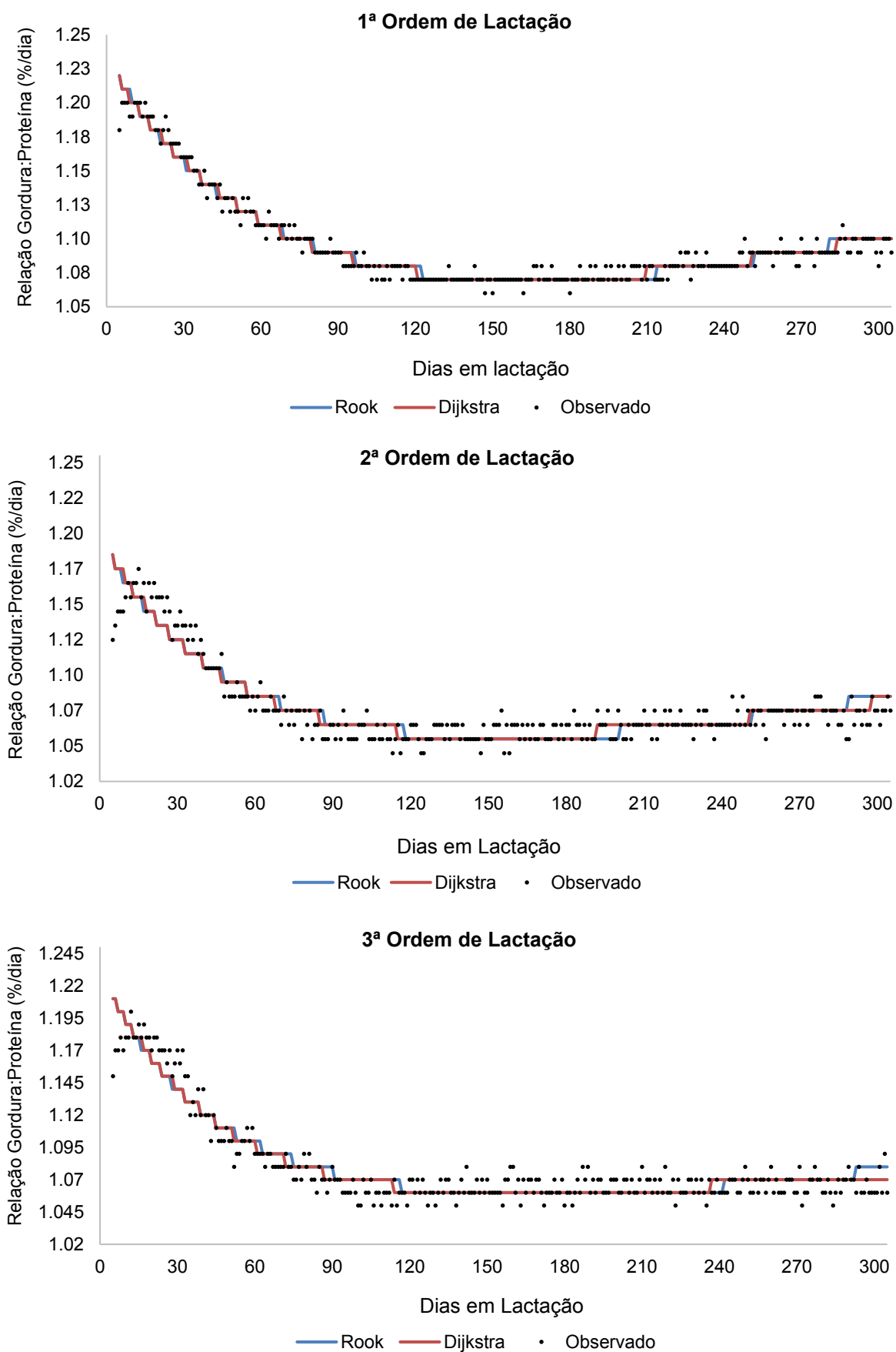


Figura 4. Curvas de relação gordura:proteína observada e estimada pelo modelo Rook (1993) e Dijkstra (1997) para raça Holandesa em função da ordem de lactação

Em contrapartida, as curvas de porcentagens de sólidos (porcentagens de gordura, porcentagens de proteína e relação gordura:proteína ) (Figuras 2, 3 e 4) apresentaram uma tendência oposta as curvas de lactação, o que de fato é de esperar, dado que os mesmos apresentam uma correlação genética negativa ao longo da lactação. Percebe-se que há pouca variação no formato das curvas de porcentagem de gordura, porcentagem de proteína e relação gordura:proteína com o avanço da ordem de lactação, outro detalhe importante é que o modelo Rook superestimou o ponto mínimo das curvas de porcentagens de gordura e proteína. De modo semelhante as curvas de lactação, os valores observados foram similares aos valores estimados pelos dois modelos que se ajustaram melhor para modelar as curvas de porcentagens de sólidos.

Vale ressaltar que os resultados obtidos se assemelham com outros estudos com bovinos leiteiros e que de acordo com HOSSEIN-ZADEH, (2019b) pequenas diferenças de qualidade do ajuste entre os modelos podem ser atribuídas a diferenças entre raças, quantidade de dados disponíveis, funções matemáticas, diferenças entre a produção de leite no dia do controle leiteiro e intervalos entre os controles leiteiros.

## **Conclusão**

Houve variações no ajuste das curvas de acordo com a ordem de lactação, entretanto dentre as comparações realizadas, os modelos de Wood, de Rook e de Wilmink foram os que se destacaram com melhores ajustes para a produção de leite nas três primeiras lactações em animais da raça Holandesa. Em relação aos ajustes para porcentagens de sólidos, os modelos de Dijkstra e de Rook foram aqueles que melhor ajustaram os valores preditos às observações.



## Referências Bibliográficas

- ALI, T. E.; SCHAEFFER, L. R. Accounting for covariances among test day milk yields in dairy cows. **Canadian Journal of Animal Science**, v. 67, n. 3, p. 637-644, 1987.
- BANGAR, Y.C.; VERMA, M. R. Non-linear modelling to describe lactation curve in Gir crossbred cows. **Journal of Animal Science and Technology**, v. 59, n. 1, p. 3, 2017.
- BENEDET, A. et al. Heritability estimates of predicted blood  $\beta$ -hydroxybutyrate and nonesterified fatty acids and relationships with milk traits in early-lactation Holstein cows. **Journal of Dairy Science**, 2020.
- BIANCHINI SOBRINHO, E. **Estudo da curva de lactação de vacas da raça Gir**. 1984. 88 f. Tese (Doutorado em Genética) – Faculdade de Medicina de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto, 1984.
- BOUALLEGUE, M. et al. Study of non-genetic factors on the shape of lactation curves for milk yield, fat and protein percents of Holstein-Friesian cows under hot Mediterranean climate. **Archiva Zootechnica**, v. 17, n. 1, p. 55, 2014.
- BRODY, S. et al. The rate of decline of milk secretion with the advance of the period lactation. **Journal of Genetic Physiology**, n.5, p. 441, 1923.
- BRODY, S. et al. The relation between the initial rise and the subsequent decline of milk secretion following parturition. **The Journal of General Physiology**, v.6, p. 541-545, 1924.
- BUTTCHEREIT, N. et al. Evaluation of five lactation curve models fitted for fat: protein ratio of milk and daily energy balance. **Journal of Dairy Science**, v. 93, n. 4, p. 1702-1712, 2010.
- CANKAYA, S. et al. Selection of a mathematical model to describe the lactation curves of Jersey cattle. **Archives Animal Breeding**, v. 54, n. 1, p. 27-35, 2011.
- CAPPIO-BORLINO, A. et al. A non-linear modification of Wood's equation fitted to lactation curves of Sardinian dairy ewes, **Small Ruminant Research**, v.18, p.75- 79, 1995.
- COBBY, J.M.; LE DU, Y.L.P. On fitting curves to lactation data. **Animal Production**, v.26, n.2, p.127-133, 1978.
- COBUCI, J. A. et al. Curva de lactação na raça Guzerá. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 29, n. 5, p. 1332-1339, 2000.
- CUNHA, D. N. F. V. et al. Selection of models of lactation curves to use in milk production simulation systems. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 39, n. 4, p. 891-902, 2010.

DALTRO, D. S. et al. Estimates of genetic and crossbreeding parameters for 305-day milk yield of Girolando cows. **Italian Journal of Animal Science**, v. 19, n. 1, p. 86-94, 2020.

DALTRO, D. S. et al. Breed, heterosis, and recombination effects for lactation curves in Brazilian cattle. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 50, 2021.

DEMATAWEWA, C. M. B.; PEARSON, R. E.; VANRADEN, P. M. Modeling extended lactations of Holsteins. **Journal of Dairy Science**, v. 90, n. 8, p. 3924-3936, 2007.

DIJKSTRA, J. et al. A model to describe growth patterns of the mammary gland during pregnancy and lactation. **Journal of Dairy Science**, v. 80, n. 10, p. 2340-2354, 1997.

EHRLICH, J. L. Quantifying inter-group variability in lactation curve shape and magnitude with the MilkBot® lactation model. **PeerJ**, v. 1, p. e54, 2013.

EICHER R. Evaluation of the metabolic and nutritional situation in dairy herds: diagnostic use of milk components. **Medecin Veterinaire du Quebec** 34, 36-38, 2004.

FERREIRA, A. G. T. et al. Fitting mathematical models to lactation curves from holstein cows in the southwestern region of the state of Parana, Brazil. **Anais da Academia Brasileira de Ciências**, v. 87, n. 1, p. 503-517, 2015.

GROSSMAN, M.; KOOPS, W. J. Multiphasic analysis of lactation curves in dairy cattle. **Journal of Dairy Science**, v. 71, n. 6, p. 1598-1608, 1988.

HOSSEIN-ZADEH, N. G. Comparison of non-linear models to describe the lactation curves of milk yield and composition in Iranian Holsteins. **The Journal of Agricultural Science**, v. 152, n. 2, p. 309-324, 2014.

HOSSEIN-ZADEH, N. G. Application of non-linear mathematical models to describe effect of twinning on the lactation curve features in Holstein cows. **Research in veterinary science**, v. 122, p. 111-117, 2019a.

HOSSEIN-ZADEH, N. G. Comparison of the parameters of the lactation curve between normal and difficult calvings in Iranian Holstein cows. **Spanish Journal of Agricultural Research**, v. 17, n. 1, p. 0401, 2019b.

KORKMAZ, M. et al. Comparison of Wood, Gaines, Parabolic, Hayashi, Dhanno and polynomial models for lactation season curve of Simmental cows. **Journal of Animal and Plant Sciences**, v. 21, p. 448-458, 2011.

LAZZARI, M. et al. Modelos matemáticos para ajuste da curva de lactação de vacas Holandesas criadas no Oeste de Santa. **Revista Acadêmica Ciência Animal**, v. 11, n. 2, p. 137-143, 2013.

MASÍA, F. M. et al. Modeling variability of the lactation curves of cows in automated milking systems. **Journal of Dairy Science**, v. 103, n. 9, p. 8189-8196, 2020.

MENSCHING, A.; HUMMEL, J.; SHARIFI, A. R. Statistical modeling of ruminal pH parameters from dairy cows based on a meta-analysis. **Journal of Dairy Science**, v. 103, n. 1, p. 750-767, 2020.

MOHANTY, B. S. et al. Modeling of lactation curves of Red Sindhi dairy cows. **Indian Journal of Animal Sciences**, v. 87, p. 1278-1281, 2017.

MOHANTY, B. S. et al. Effect of parity on the shape of lactation curves in purebred Jersey cows in Indian conditions. **Biological Rhythm Research**, p. 1-14, 2019.

MELZER, N.; TRIßL, S.; NÜRNBERG, G. Estimating lactation curves for highly inhomogeneous milk yield data of an F2 population (Charolais× German Holstein). **Journal of Dairy Science**, v. 100, n. 11, p. 9136-9142, 2017.

NELDER, J. A. Inverse polynomials a useful group of multi-factor response functions. **Biometrics**, v.22, n.1, p.128-141, 1966.

OLIVEIRA, J. G. et al. The geometry of the lactation curve based on Wood's equation: a two-step prediction. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 49, 2020.

PAPAJCSIK, I. A.; BODERO, J. Modeling lactation curves of Friesian cow in a subtropical climate. **Animal Production**, v. 47, n. 2, p. 201-207, 1988.

PICCARDI, M. et al. Fitting milk production curves through nonlinear mixed models. **The Journal of Dairy Research**, v. 84, n. 2, p. 146, 2017.

ROMANO, G. S. et al. Genetic parameters between somatic cell score and production traits for Holstein cattle in Southern Brazil. **Revista Colombiana de Ciencias Pecuarias**, v. 33, n. 1, 2020.

ROOK, A. J.; FRANCE, J.; DHANOA, M. S. On the mathematical description of lactation curves. **The Journal of Agricultural Science**, v. 121, n. 1, p. 97-102, 1993.

SARMENTO, J. L. R. et al. Estudo da curva de crescimento de ovinos Santa Inês. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 35, n. 2, p. 435-442, 2006.

SAS Institute Inc. 2018. *SAS/SAT® 9.4 User's Guide*. Cary, NC: SAS Institute Inc.

SIKKA, L.C. A study of lactation as affected by breeding and environment. **Journal Dairy Research**, v.17, n.3, p.231-252, 1950.

SITKOWSKA, B.; KOLENDA, M.; PIWCZYŃSKI, D. Comparison of the fit of automatic milking system and test-day records with the use of lactation curves. **Asian-Australasian Journal of Animal Sciences**, v. 33, n. 3, p. 408, 2020.

TEIXEIRA, F. R. F. et al. Genomic prediction of lactation curves of Girolando cattle based on nonlinear mixed models. **Genetics and Molecular Research**, v.20, n.1, 2021.

TORSHIZI, M. E. et al. Comparison and evaluation of mathematical lactation curve functions of Iranian primiparous Holsteins. **South African Journal of Animal Science**, v. 41, n. 2, p. 104-115, 2011.

WILMINK, J. B. M. Adjustment of test-day milk, fat and protein yield for age, season and stage of lactation. **Livestock Production Science**. v.16. p.335–348. 1987.

WOOD, P. D. P. Algebraic model of the lactation curve in cattle. **Nature**, v. 216, n. 5111, p. 164-165, 1967.

WOOD, P. D. P. Algebraic models of the lactation curves for milk, fat and protein production, with estimates of seasonal variation. **Animal Science**, v. 22, n. 1, p. 35-40, 1976.

YOUNESI, H. N. et al. Using quantile regression for fitting lactation curve in dairy cows. **Journal of Dairy Research**, v. 86, n. 1, p. 19-24, 2019.

## **4 CAPÍTULO II – REVELANDO FATORES AMBIENTAIS NAS CURVAS DE LACTAÇÃO EM VACAS HOLANDESAS**

### **Introdução**

A curva de lactação é uma representação gráfica da produção de leite da vaca durante a lactação (COBUCCI et al., 2001) que auxilia técnicos e produtores a estabelecerem estratégias para otimizar a seleção e buscar genótipos mais eficientes e rentáveis (OLIVEIRA et al., 2007). Além disso, traz informações úteis tanto para avaliar a eficiência biológica e econômica do animal, como também para avaliação genética (NADERI, 2018).

Neste sentido diferentes modelos matemáticos foram desenvolvidos ao longo dos anos para descrever as curvas de lactação, entre os quais, o modelo de Wood (WOOD, 1967), por ser de simples aplicação e proporcionar ajuste em geral adequado, tem sido amplamente utilizado (FERREIRA et al., 2015; HOSSEIN-ZADEH, 2016). Os parâmetros obtidos por modelo de Wood têm sido utilizados para estimar as características da curva de lactação, como: a produção no início da lactação, tempo para atingir o pico de lactação, produção no pico de lactação, persistência e produção total de leite na lactação.

No entanto, tanto os parâmetros, como a forma da curva de lactação são influenciados por uma combinação de fatores ambientais. Na Nova Zelândia, Garcías e Holmes (2001) relataram que vacas Holandesas paridas no outono apresentaram produções mais baixas no pico da lactação e maior produção total de leite. Nos Estados Unidos, Cole et al. (2009) verificaram que as vacas Holandesas de primeira lactação têm picos de produção mais baixos e curvas de lactação mais planas, do que as vacas de parto posterior. Por essas razões, o conhecimento dos fatores ambientais que influenciam a curva de lactação e seus parâmetros é importante para estabelecer estratégias nutricionais, determinar adequada estação de parto, escolher genótipos adequados para cada sistema de produção, e outras atividades que maximizam a produtividade e rentabilidade dos rebanhos (GLÓRIA et al., 2012).

O estado do Paraná, localizado no Sul do Brasil, é reconhecido pela produção de suínos, aves, peixes, bovinos de corte e, pela excelência, na produção de bovinos leiteiros, sendo que, grande parte da bacia leiteira do Estado é composta por animais da raça Holandesa. É caracterizado por apresentar diversidade climática, com regiões localizadas sobre o clima savana tropical úmida (a estação mais seca coincide com o

inverno), clima temperado úmido com inverno seco (o verão é quente, com temperaturas do ar no mês mais quente acima de 22 ° C), clima temperado úmido com verão quente e moderadamente quente (APARECIDO et al., 2016). Tais diferenças climáticas que ocorrem dentro do Estado podem influenciar as características de interesse econômico (MOREIRA et al., 2019).

Ademais, as informações a respeito das curvas de lactação utilizadas até o momento datam da década de 90, mas, obviamente, ao longo de quase 30 anos, houve mudanças tanto nos manejos nutricional e sanitário, quanto nos procedimentos e equipamentos para avaliar a qualidade do leite produzido. As ferramentas relacionadas à seleção dos animais também foram modernizadas, graças ao maior número de informação, aporte computacional, proporcionando maior precisão na escolha de reprodutores. Além disso, após o ano de 2010 ocorreram mudanças na forma de avaliação para as características de tipo dos animais, por meio da reformulação das ponderações e agrupamento de características.

Por essas razões, a atualização dos estudos sobre as curvas de lactação e seus parâmetros proporcionará informações mais precisas e auxiliará produtores e técnicos nas tomadas de decisão sobre descartes e na determinação de objetivos de seleção de bovinos leiteiros. Portanto, o objetivo do presente trabalho foi avaliar como os efeitos de região, estação do parto e ordem de lactação interagem de maneira a alterar a curva de lactação em vacas da raça Holandesa.

## **Material e Métodos**

Foram utilizados dados do serviço de controle leiteiro da Associação Paranaense de Criadores de Bovinos da Raça Holandesa (APCBRH), com sede em Curitiba – PR, compreendendo lactações do período 2010 a 2019, pertencentes a 343 rebanhos. Foram considerados dados mensais da produção de leite no dia do controle leiteiro, de vacas de primeira, segunda e terceira lactação, com idade ao parto variando de 18 a 43, 30 a 60 e 42 a 72 meses, respectivamente, controladas do 5º dia após o parto (por ser descartado o colostro) até o 305º dia de lactação.

Inicialmente foram realizadas análises de consistência com o objetivo de excluir outliers, decorrentes de erros nas anotações das fichas de controle. Foram excluídas informações de rebanhos com menos de 10 animais, vacas com menos de 5 controles leiteiros durante a lactação, vacas cujo primeiro controle leiteiro foi realizado posteriormente a 45 dias em relação ao parto, vacas com produção diária de leite

inferior a 5 kg ou superior a 80 kg/dia, as porcentagens de gordura e proteína foram consistidas em função de inspeção gráfica da frequência de observações, de maneira que variaram entre 0,7% e 9,0% para porcentagem de gordura e 1,7% a 8,0% para porcentagem de proteína. Além disso, foram mantidas apenas vacas que foram ordenhadas duas ou três vezes por dia.

As curvas de lactação foram estimadas de acordo com a ordem de parto, estação de parto e região. Para o ajuste das curvas de lactação individuais foi empregado o modelo WOOD (1967) de acordo com a seguinte equação:

$$Y = at^b \exp^{-ct},$$

em que:

Y = produção de leite(kg) no dia do controle leiteiro;

a = parâmetro associado com o início da produção de leite (kg);

t = período de tempo em dias após o parto, no qual a produção de leite (kg) foi medida;

b = representa a fase de ascensão média na fase pré-pico de produção;

exp = constante igual a 2,7182;

c = representa a fase declínio da curva após o pico de lactação.

Os parâmetros de cada curva individual foram estimados através do método iterativo de Gauss-Newton, utilizando-se o procedimento NLIN do pacote estatístico *Statistical Analysis System* (SAS, 2018). Através dos parâmetros do modelo foram conhecidas as características das curvas, conforme Wood (1967) (Tabela 1).

Para avaliar a influência dos fatores ambientais sobre as características da curva de lactação foram excluídas as curvas consideradas atípicas, ou seja, com valores de “a” negativos, valores de “b” negativos ou maiores que 1, e valores de “c” negativos (FARO E ALBUQUERQUE, 2002).

Tabela 1- Características das curvas de lactação segundo modelo Wood

Características	Equação
Produção inicial	$(a \cdot 1^b) \cdot (\exp^{-C \cdot 1})$
Produção no Pico de Lactação	$a \cdot ((b/c)^b) \cdot \exp^{-b}$
Tempo em dias para atingir o pico de lactação	$b/c$
Persistência	$-(b+1) \cdot \log(c)$

a = parâmetro associado com o início da produção de leite (kg); b = representa a fase de ascensão média na fase pré-pico de produção; c = representa a fase declínio da curva após o pico de lactação; t = período de tempo em dias após o parto, no qual a produção de leite (kg) foi medida; exp = constante igual a 2,7182.

Os dados foram classificados de acordo com ordem de parto das vacas: primeira (48.758 vacas e 427.613 controles leiteiros), segunda (40.125 vacas e 352.128 controles leiteiros) e terceira lactação (24.298 vacas e 211.675 controles leiteiros). Posteriormente, dentro de cada ordem de lactação os animais foram classificados conforme a estação de parto (Tabela 2) e região (Tabela 3).

Tabela 2 – Número de animais por estação de parto dentro de cada ordem de lactação

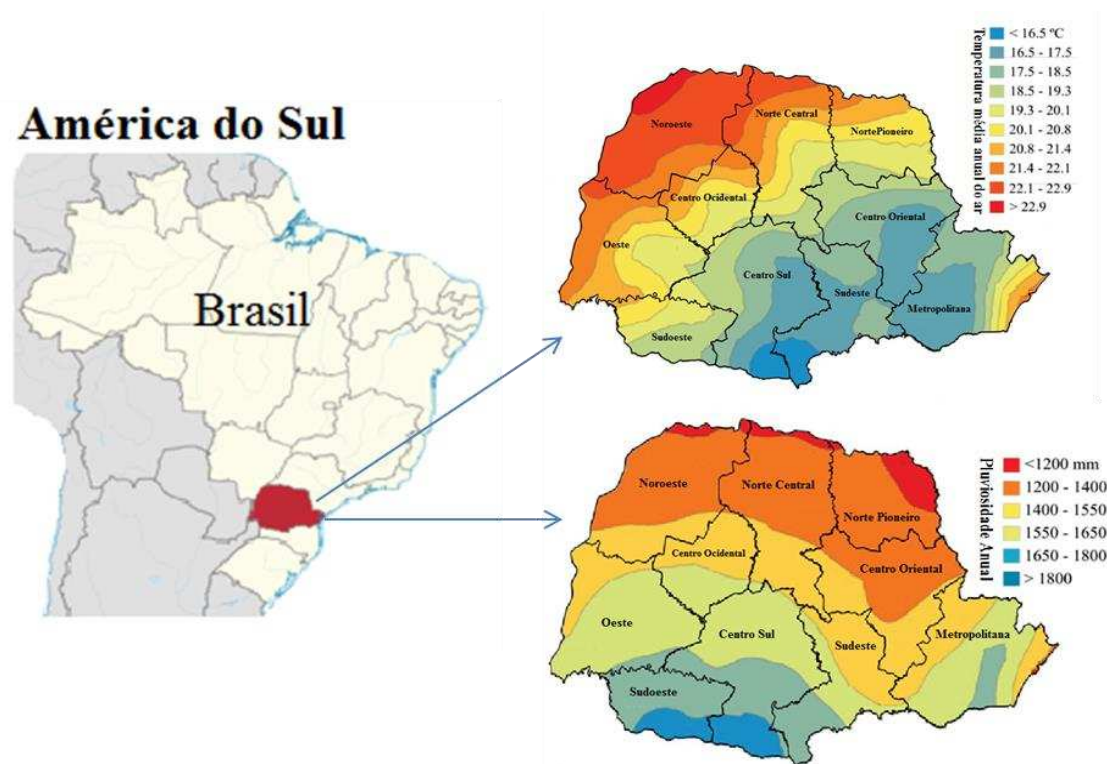
<b>Ordem de Lactação</b>	<b>Estação de Parto</b>	<b>Mês do Parto</b>	<b>Número de animais</b>
1 <sup>a</sup>	Verão	Dezembro-Fevereiro	9.898
	Outono	Março-Maio	13.900
	Inverno	Junho-Agosto	14.875
	Primavera	Setembro-Novembro	10.085
2 <sup>a</sup>	Verão	Dezembro-Fevereiro	8.726
	Outono	Março-Maio	12.461
	Inverno	Junho-Agosto	11.801
	Primavera	Setembro-Novembro	8.726
3 <sup>a</sup>	Verão	Dezembro-Fevereiro	5.209
	Outono	Março-Maio	8.137
	Inverno	Junho-Agosto	6.912
	Primavera	Setembro-Novembro	4.126

Tabela 3 – Número de vacas Holandesas conforme a região no estado do Paraná, de acordo com a ordem de lactação

<b>Região</b>	<b>1<sup>a</sup> Lactação</b>	<b>2<sup>a</sup> Lactação</b>	<b>3<sup>a</sup> Lactação</b>
	Número de animais	Número de animais	Número de animais
Centro Oriental	45.144	37.266	22.568
Centro Sul	814	719	384
Metropolitana	984	941	597
Norte Central	526	438	235
Oeste	526	431	246
Sudoeste	764	622	354
Total	48.758	40.125	24.298

As informações foram classificadas de acordo com a localização das propriedades e seguindo a definição de mesorregiões proposta pelo IBGE (2017) (Figura 1) que apresenta também as variações médias de temperatura anual do ar e pluviosidade.





**Fonte:** Imagem adaptada de Aparecido et al., (2016).

**Figura 1.** Mapa de temperatura média anual do ar e pluviosidade no estado do Paraná, Brasil.

Os efeitos ambientais (ordem de lactação, estação de parto e região) sobre as variáveis dependentes (produção de leite no início da lactação, tempo em dias para atingir o pico de lactação, produção no pico de lactação, persistência e o volume de leite produzido para 305 dias) foram estimados pelo procedimento GLM no SAS. Os efeitos foram obtidos após o ajuste dos modelos I (Ordem de Parto) e II (Estação de Parto e Região):

Modelo I

$$Y_{ijklm} = \mu + \text{Ordem de Parto}_i + \text{Rebanho}_j + \text{Ano do Parto}_k + \text{Estação do Parto}_l + \text{Frequência de Ordenha}_m + e_{ijklm}$$

Modelo II

$$Y_{jklm} = \mu + \text{Região}_i + \text{Rebanho}_j + \text{Ano do Parto}_k + \text{Estação do Parto}_l + \text{Frequência de Ordenha}_m + e_{ijklm}$$

Onde:

$Y_{jkl}$  = valor observado da variável dependente (produção de leite no início da lactação, tempo em dias para atingir o pico de lactação, produção no pico de lactação, persistência e a produção de leite ajustada aos 305 dias);

$\mu$  é uma constante (média geral).

Ordem de Parto<sub>i</sub> é o efeito fixo do *i*-ésimo Ordem de Parto (1, 2 e 3)

Região<sub>i</sub> é o efeito fixo do *i*-ésimo Região (1, 2, ...6).

Rebanho<sub>j</sub> é o efeito fixo do rebanho *j*-ésimo Rebanho (1, 2, ...343).

Ano de Parto<sub>k</sub> é o efeito fixo do *k*-ésimo Ano do Parto (2010, 2011, ...2019).

Estação de Parto<sub>i</sub> é o efeito fixo do *i*-ésimo Estação do Parto (1,2,3 e 4).

Frequência de Ordenha<sub>m</sub> é o efeito fixo do *m*-ésimo Frequência de Ordenha (2 ou 3 vezes).

$e_{ijklm}$  é o erro residual associado a cada observação  $Y_{ijklm}$ .

## Resultados e Discussão

Os parâmetros das curvas de lactação de vacas Holandesas foram influenciados ( $P < 0,05$ ) pela ordem de lactação (Tabela 4).

Tabela 4. Parâmetros da curva de lactação estimados pelo modelo de Wood em vacas Holandesas no Estado do Paraná em função da ordem de lactação.

Lactação	PI	TP	PP	PER	L305
1ª Lactação	15,13±0,10 <sup>c</sup>	96±0,36 <sup>a</sup>	32,58±0,07 <sup>c</sup>	7,47±0,01 <sup>a</sup>	9021,88±28,32 <sup>c</sup>
2ª Lactação	20,97±0,10 <sup>b</sup>	63±0,37 <sup>b</sup>	40,82±0,07 <sup>b</sup>	7,00±0,01 <sup>b</sup>	9734,80±28,74 <sup>b</sup>
3ª Lactação	21,37±0,11 <sup>a</sup>	60±0,39 <sup>c</sup>	43,36±0,08 <sup>a</sup>	6,95±0,01 <sup>c</sup>	9949,70±30,35 <sup>a</sup>

<sup>a-c</sup> Médias seguidas de letras diferentes na coluna são significativamente diferente pelo teste tukey ( $p < 0,05$ ). PI= Produção de leite inicial em kg; TP= Tempo em dias para atingir o pico de lactação; PP= Produção de Leite em kg no Pico de lactação; PER= Persistência na lactação; L305= Lactação estimada para 305 dias de produção.

Pela Tabela 4 é possível observar que a produção de leite inicial das vacas de primeira lactação foi menor quando comparada a 2ª e 3ª lactações. Esse resultado pode estar associado ao aumento do estresse desses animais durante a ordenha, pois ainda não estão habituados a esta rotina. Outra explicação para a produção de leite inicial das vacas primíparas ser menor, é que as vacas primíparas visitam o sistema de ordenha com menos frequência do que vacas multíparas no início da lactação (SIEWERT et al., 2019). Desta forma, a implementação de práticas como treinamento no pré-parto durante a primeira parte da lactação, pode aumentar sua frequência de ordenha e, consequentemente, a produção diária de leite no início da lactação (MASÍIA et al., 2020).

Na mesma Tabela é possível notar ainda que as vacas de primeira lactação apresentaram o pico de lactação tardio (96 dias) e menor produção no pico (32,58

kg/dia) quando comparadas as fêmeas em lactações subsequentes. Esse resultado pode ser explicado pelo tecido secretor de leite, que em animais de primeira lactação leva mais tempo para atingir o pico de atividade do que em animais múltiparos (RAO e SUNDARESAN, 1979). Além disso, o pico de lactação das vacas primíparas representou 80,00% da produção do pico de lactação das vacas de segunda lactação e 75,32% das vacas de terceira lactação, o que está dentro dos padrões que são recomendados pela indústria (BAILEY e CURRIN, 2009).

Tais resultados estão de acordo com os obtidos por Siewert et al. (2019) em rebanhos leiteiros dos Estados Unidos, os quais verificaram que a pico de lactação das vacas primíparas foi de 32,20 kg/dia, enquanto das vacas múltiparas de 43,60 kg/dia. Ademais, tais resultados são superiores aos relatados por Molento et al. (2004), trabalhando com parte do mesmo conjunto de dados deste estudo, encontraram valores de 30,0 kg/dia (primeira lactação), 37,0 kg/dia (segunda lactação) e 39,2 kg/dia (terceira lactação) em vacas de alta produção (> 8000 Kg de leite). Provavelmente isso explica que esta superioridade em relação ao mesmo rebanho (no período de 1990 a 1995) pode ser oriunda do melhoramento genético que vêm sendo aplicado ao longo dos anos pelos criadores.

A persistência de lactação foi maior em vacas de primeira lactação, seguida da segunda e terceira lactações (Tabela 4), ou seja, a queda da produção de leite após o pico de lactação das vacas primíparas foi menos acentuada em comparação com as vacas de lactações posteriores, desta forma apresentando uma curva de lactação mais plana. Estes resultados confirmam a hipótese de que a persistência na lactação de vacas leiteiras diminui com o aumento da ordem de lactação. Resultados semelhantes foram reportados em vacas Holandesas no Brasil (COBBUCI e COSTA; 2012) e Canadá (LOPEZ et al., 2015), onde houve uma queda na persistência com o avanço da ordem de parição dos animais. Uma explicação se deve pelo fato do pico de lactação das vacas primíparas ter acontecido tardiamente (96 dias) e com uma menor produção (32,58 Kg/dia) em comparação as lactações subsequentes. Além disso, vacas com curvas de lactação mais planas, a incidência de problemas metabólicos e reprodutivos decorrentes do estresse fisiológico pela alta produção de leite tende a ser menor, e a proporção de volumoso na ração pode ser aumentada, reduzindo os custos de produção (TEKERLI et al., 2000).

Os resultados do presente estudo mostraram maior produção de leite estimada para 305 dias, para maiores ordens de lactação, sendo 9.021,05 kg (1ª lactação),

9.734,80 kg (2ª lactação) e 9.949,70 kg (3ª lactação). As vacas de terceira lactação apresentaram produção superior às vacas de primeira (9,23%) e segunda lactação (2,16%), enquanto as vacas de segunda lactação tiveram produção de leite 7,34% superior a produção de vacas de primeira lactação. Uma explicação para a menor produção de leite total das vacas primíparas em relação às vacas de segunda e terceira lactação, é que as vacas primíparas estão ainda em desenvolvimento e grande parte dos nutrientes da alimentação está sendo direcionada para o crescimento desses animais (WATHES et al., 2007), além disso, essas vacas têm úbere menor e menos tecido secretor (AKERS, 2017) e consomem menos ração do que vacas multíparas (CONNOR et al., 2019). Na Figura 2 estão apresentadas as curvas de lactação de vacas Holandesas no Estado do Paraná em função da ordem do parto.

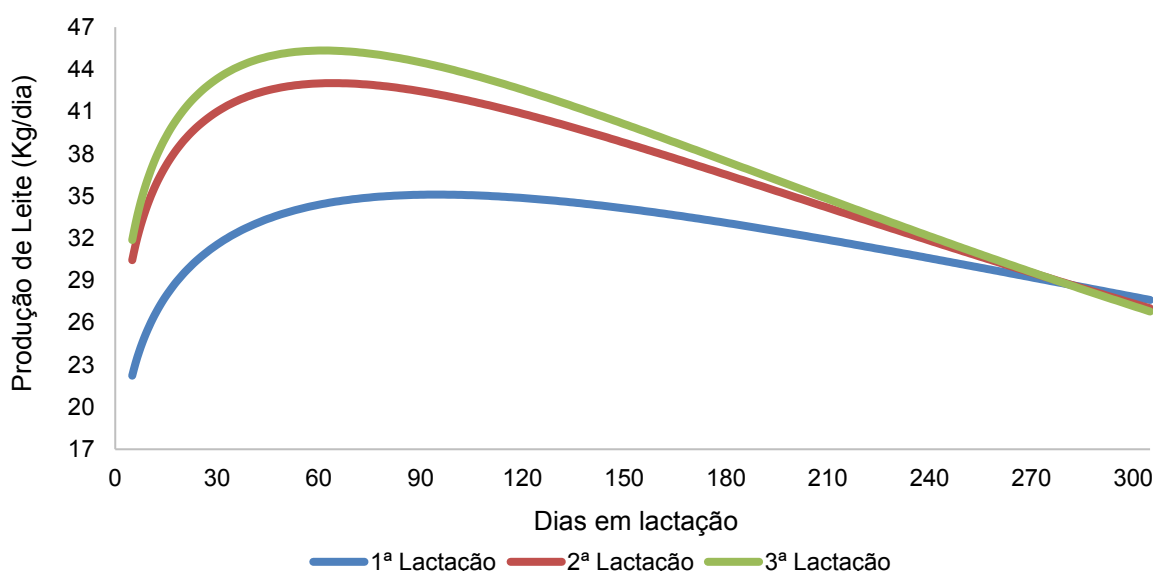


Figura 2. Curvas de lactação de vacas da raça Holandesa em função da ordem de parto

A curva de lactação, independentemente da ordem de lactação, apresentou forma típica, ou seja, seguiu o padrão biológico, onde há um aumento gradual da produção de leite até o pico de lactação e, posteriormente, declínio da produção de leite pós-pico de lactação (Figura 2). Curvas típicas semelhantes foram relatadas por diversos autores (HOSSEIN-ZADEH, 2019; ABREU et al., 2020) em bovinos da raça Holandesa. A curva de lactação das vacas primíparas apresentou menor declínio, evidenciando uma curva menos acentuada, com perda em média de 0,035 leite kg/dia no decorrer da produção de leite após o pico, enquanto as vacas de segunda e terceira lactação perderam, respectivamente, 0,065 leite kg/dia e 0,075 leite kg/dia, mostrando

que o declínio da produção de leite é mais acentuado para vacas de segunda e terceira lactação, quando comparada com vacas primíparas (Figura 2).

Na Tabela 5 estão apresentados os valores dos parâmetros das curvas de lactação de vacas Holandesas de acordo com as quatro estações de parto.

Tabela 5. Parâmetros da curva de lactação estimados pelo modelo de Wood em vacas Holandesas no Estado do Paraná em função das estações de parto.

<b>Estação</b>	<b>PI</b>	<b>TP</b>	<b>PP</b>	<b>PER</b>	<b>L305</b>
<b>1ª Lactação</b>					
Verão	15,51±0,12 <sup>b</sup>	98±0,61 <sup>a</sup>	32,95±0,09 <sup>c</sup>	7,51±0,008 <sup>a</sup>	9114,72±39,09 <sup>b</sup>
Outono	14,94±0,11 <sup>c</sup>	96±0,58 <sup>b</sup>	33,73±0,09 <sup>a</sup>	7,49±0,007 <sup>b</sup>	9220,63±37,14 <sup>a</sup>
Inverno	15,37±0,11 <sup>b</sup>	87±0,57 <sup>c</sup>	33,69±0,08 <sup>a</sup>	7,38±0,007 <sup>c</sup>	8897,01±36,78 <sup>c</sup>
Primavera	16,61±0,12 <sup>a</sup>	88±0,60 <sup>c</sup>	33,21±0,09 <sup>b</sup>	7,37±0,008 <sup>c</sup>	8898,61±38,86 <sup>c</sup>
<b>2ª Lactação</b>					
Verão	20,19±0,16 <sup>b</sup>	70±0,46 <sup>a</sup>	38,86±0,11 <sup>c</sup>	7,12±0,008 <sup>a</sup>	9788,65±42,03 <sup>b</sup>
Outono	19,56±0,15 <sup>c</sup>	69±0,43 <sup>b</sup>	40,17±0,11 <sup>b</sup>	7,10±0,007 <sup>b</sup>	9909,45±39,20 <sup>a</sup>
Inverno	20,45±0,16 <sup>b</sup>	63±0,44 <sup>c</sup>	41,46±0,11 <sup>a</sup>	6,98±0,008 <sup>c</sup>	9636,02±39,88 <sup>c</sup>
Primavera	21,97±0,17 <sup>a</sup>	61±0,48 <sup>d</sup>	40,36±0,12 <sup>b</sup>	6,95±0,008 <sup>d</sup>	9600,77±43,35 <sup>c</sup>
<b>3ª Lactação</b>					
Verão	20,97±0,21 <sup>c</sup>	67±0,51 <sup>a</sup>	41,23±0,14 <sup>c</sup>	7,07±0,010 <sup>a</sup>	10144,96±49,90 <sup>b</sup>
Outono	20,54±0,20 <sup>d</sup>	65±0,47 <sup>b</sup>	42,70±0,14 <sup>b</sup>	7,04±0,009 <sup>b</sup>	10274,39±46,47 <sup>a</sup>
Inverno	21,34±0,20 <sup>b</sup>	59±0,48 <sup>c</sup>	44,40±0,14 <sup>a</sup>	6,92±0,009 <sup>c</sup>	10036,21±47,26 <sup>c</sup>
Primavera	22,83±0,23 <sup>a</sup>	57±0,54 <sup>d</sup>	42,98±0,16 <sup>b</sup>	6,88±0,011 <sup>d</sup>	9961,79±53,16 <sup>c</sup>

<sup>a-d</sup> Médias seguidas de letras diferentes na coluna são significativamente diferente pelo teste tukey (p<0,05). PI= Produção de leite inicial em kg; TP= Tempo em dias para atingir o pico de lactação; PP= Produção de Leite em kg no Pico de lactação; PER= Persistência na lactação; L305= Lactação estimada para 305 dias de produção.

Pela Tabela 5 nota-se que, independente da ordem de lactação, as vacas que pariram na primavera apresentaram maior produção de leite no início da lactação, isto pode ser justificado provavelmente em função dos melhores escores de condição corporal ao parto nesta época do ano, além disso, durante o terço final da gestação (inverno) dessas vacas, elas estavam em melhores condições climáticas e tiveram acesso a alimentação em abundância e de qualidade, assim, estavam mais preparadas para o início da lactação. Além do mais, animais em condições climáticas favoráveis, tendem aumentar o consumo de matéria seca, tal fato foi apresentado por Fagan et al. (2010) em que estes relatam que no outono e inverno o consumo de matéria-seca é maior quando comparado as demais estações do ano e, que nestas estações as vacas recebem concentrado de melhor qualidade.

O pico de lactação ocorreu mais cedo para as vacas que pariram no inverno-primavera, esse comportamento pode estar associado ao conforto térmico em que esses animais estão submetidos nesta estação do ano, além de terem iniciado as lactações com maiores produções de leite, sendo que, vacas de alto nível de produção no início da lactação tendem a ter o maior pico de lactação (TEKERLI et al., 2000). Por outro lado, vacas paridas no verão chegaram tardiamente ao pico de lactação, o que pode ser justificado pelas condições ambientais desfavoráveis (altas temperaturas, umidade) e, como consequência, chegaram a produzir menos leite no pico de lactação em relação à produção nas outras estações de parto.

As vacas que tiveram lactações iniciadas no inverno apresentaram maiores produções de leite durante o pico de lactação, provavelmente devido ao ápice da produção de leite dessas vacas ter ocorrido em período coincidente com o momento de maior conforto térmico (inverno) para as vacas Holandesas na região Sul do Brasil. COLE et al. (2011) avaliando vacas Holandesas no Estados Unidos relataram que o estresse causado pelo calor do verão minimizou a quantidade de leite produzida, e que o uso eficaz de sistemas de resfriamento pode eliminar a maioria dos efeitos do estresse por calor. Resultados semelhantes foram reportados por Torshizi (2016) e Feltes et al. (2016) em rebanhos de vacas Holandesas, os autores relataram que este efeito ocorre devido à maior disponibilidade de pastagem de qualidade e maior conforto térmico nesta estação.

Em relação a persistência na lactação (Tabela 5), observou-se que as vacas que pariram no verão apresentaram maior persistência em todas as lactações, isto é, a diminuição da produção de leite diário após o pico foi mais lenta em relação as vacas que pariram em outras estações. Esse resultado provavelmente ocorreu, pois, a fase de declínio da produção de leite dessas vacas coincidiu com os meses de baixas temperaturas (final do outono e início do inverno), reduzindo assim o estresse térmico por calor, ajudando as vacas a manter o volume de produção mais constante e sem queda muito pronunciada. Neste período as temperaturas no estado do Paraná ficam em média de 15°C (KOGIMA e ELY, 2019), dentro da zona de termoneutralidade (entre -5 e 21°C) para vacas Holandesas (MÜLLER, 1982), onde o animal não sofre estresse pelo frio ou calor.

Por outro lado, vacas com lactações iniciadas no inverno-primavera tiveram baixa persistência, havendo rápida queda na produção de leite após o pico de lactação, isso ocorreu provavelmente porque a fases de declínio da produção de leite

dessas vacas coincidiu com os meses mais seco (verão), período de altas temperaturas e baixa umidade, gerando condições estressantes para os animais. Fagan et al. (2010) avaliando vacas Holandesas no estado do Paraná, relataram que o declínio da produtividade no verão pode ser explicado pela redução na ingestão de matéria seca e menor metabolismo, influenciado pelas altas temperaturas, e também pela qualidade da dieta fornecida durante este período.

Entretanto, ao avaliar o efeito da estação do parto na persistência, notou-se que as vacas que pariram durante a primavera apresentaram maior declínio na produção de leite após o pico de lactação em relação àquelas que pariram durante o verão (0,034 vs. 0,030 kg/dia) para a primeira lactação. Já para a segunda lactação a diferença foi de 0,067 vs. 0,057 kg/dia) e terceira lactação (0,077 vs. 0,067 kg/dia). Pela Tabela 5, observa-se que independente da ordem de lactação, o maior nível de produção de leite total foi estimado para lactações iniciadas outono. Esses resultados corroboram os verificados por Torshizi (2016) em vacas Holandesas no Irã, e essa diferença de volume total de leite entre as estações pode ser explicada pelo efeito fotoperíodo (ALBARRÁN-PORTILLO e POLLOTT 2011). MILLER et al. (2000) avaliando vacas Holandesas em rebanhos da Maryland nos Estados Unidos, relataram que de fato vacas expostas à luz em período curto do dia produzem mais leite na lactação, do que vacas expostas em período mais longo.

No presente estudo, vacas que pariram no inverno-primavera apresentaram o menor nível de produção de leite nas três lactações, sendo que, ao final da lactação vacas paridas no outono produziram em média 322,02 kg; 308,68kg; 312,60kg de leite a mais do que as vacas paridas na primavera, o que representa uma superioridade de 3,50%, 3,12% e 3,05% respectivamente, na primeira, segunda e terceira lactação. Na Figura 2 foram apresentadas as curvas de lactação em função da estação do parto de vacas da raça Holandesa no Estado do Paraná para 1ª, 2ª e 3ª ordem de lactação.

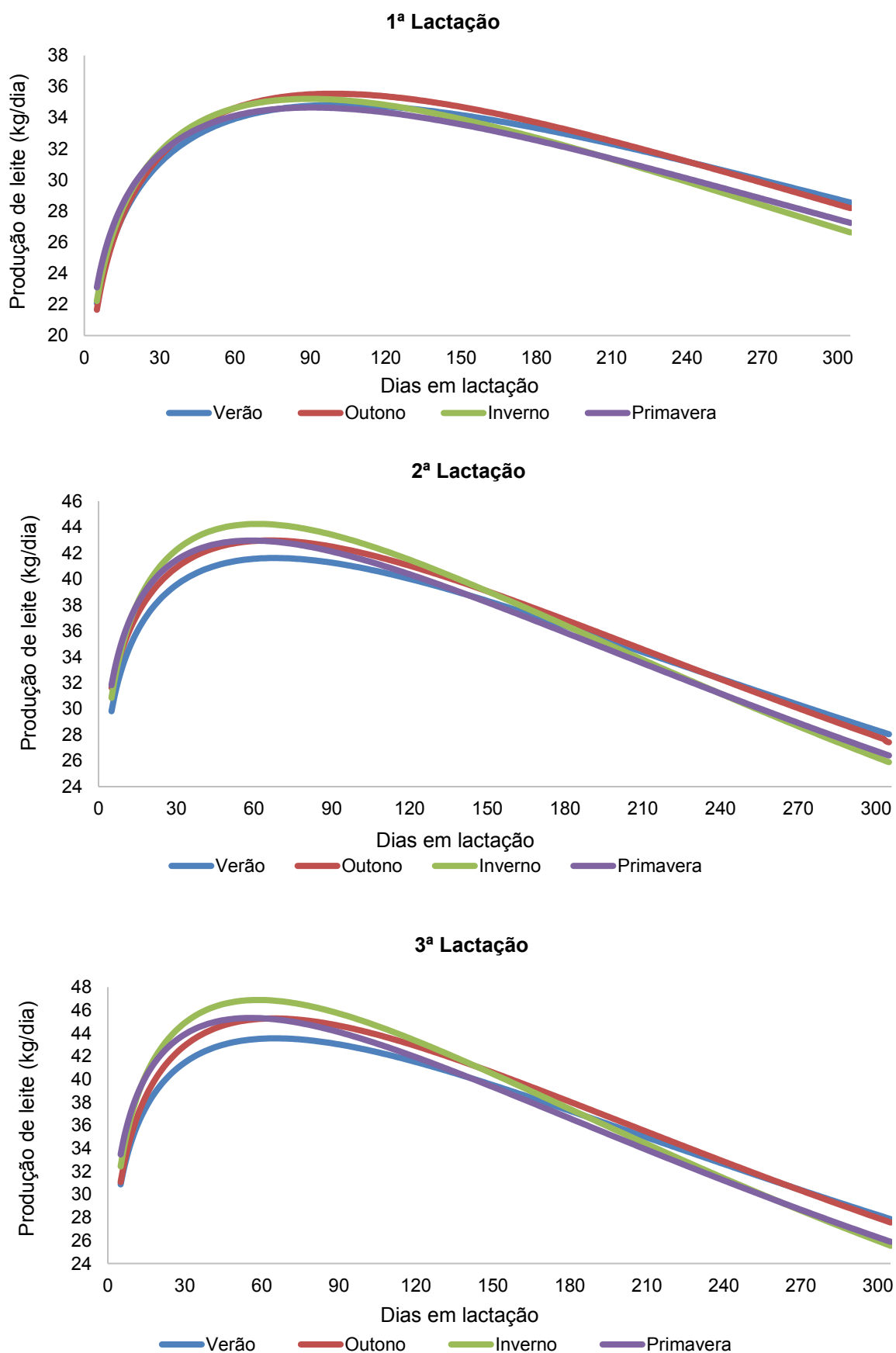


Figura 3. Curvas de lactação para a raça Holandesa em função das estações de parto no Estado do Paraná.



Pela Figura 3 pode-se observar que na 1ª, 2ª e 3ª ordem de parto o formato das curvas de lactação diferiu em função da estação de parto, principalmente em relação aos momentos do pico de lactação e da persistência. Tal resultado pode estar relacionado à variação na oferta e qualidade de alimentos, tipo de manejo e dieta, além das condições climáticas as quais os animais foram submetidos. Esses resultados estão de acordo com os relatados na literatura (KOPEC et al., 2013; TORSHIZI, 2016) em que a forma da curva de lactação foi influenciada pela estação do parto, particularmente no pico de produção e na persistência, sugerindo que a partir do conhecimento das curvas de lactação seria possível planejar e ajustar o manejo dos rebanhos, no que diz respeito ao descarte, avaliação nutricional e saúde dos animais. A Tabela 6 mostra os parâmetros das curvas de lactação de vacas Holandesas de acordo com as regiões no estado do Paraná.

Tabela 6. Parâmetros da curva de lactação estimados pelo modelo Wood em vacas Holandesas em função das regiões no estado do Paraná

Região	PI	TP	PP	PER	L305
<i>1ª Lactação</i>					
Centro Oriental	16,03±0,10 <sup>a</sup>	97±0,46 <sup>a</sup>	34,70±0,07 <sup>a</sup>	7,51±0,01 <sup>a</sup>	9517,21±30,02 <sup>a</sup>
Centro Sul	15,17±0,50 <sup>abc</sup>	83±2,40 <sup>bc</sup>	31,52±0,37 <sup>bc</sup>	7,30±0,03 <sup>bc</sup>	8388,93±153,76 <sup>b</sup>
Metropolitana	14,57±0,38 <sup>bc</sup>	89±1,86 <sup>b</sup>	30,79±0,30 <sup>cd</sup>	7,37±0,02 <sup>b</sup>	8135,23±119,50 <sup>bc</sup>
Norte Central	13,84±0,50 <sup>c</sup>	84±2,43 <sup>bc</sup>	29,91±0,38 <sup>d</sup>	7,30±0,03 <sup>bc</sup>	7778,02±156,00 <sup>c</sup>
Oeste	15,43±0,50 <sup>ab</sup>	83±2,46 <sup>c</sup>	32,56±0,38 <sup>b</sup>	7,27±0,03 <sup>c</sup>	8266,15±158,31 <sup>b</sup>
Sudoeste	14,89±0,45 <sup>bc</sup>	87±2,21 <sup>bc</sup>	30,66±0,35 <sup>cd</sup>	7,35±0,03 <sup>bc</sup>	8192,24±142,00 <sup>b</sup>
<i>2ª Lactação</i>					
Centro Oriental	21,44±0,13 <sup>a</sup>	66±0,36 <sup>a</sup>	42,18±0,10 <sup>a</sup>	7,06±0,01 <sup>a</sup>	10220,08±32,93 <sup>a</sup>
Centro Sul	19,13±0,63 <sup>b</sup>	66±1,80 <sup>ab</sup>	36,81±0,45 <sup>bc</sup>	7,03±0,03 <sup>ab</sup>	8975,09±161,55 <sup>b</sup>
Metropolitana	19,09±0,56 <sup>b</sup>	64±1,60 <sup>ab</sup>	36,91±0,40 <sup>bc</sup>	7,00±0,02 <sup>ab</sup>	8894,49±142,92 <sup>b</sup>
Norte Central	16,94±0,71 <sup>c</sup>	66±2,00 <sup>ab</sup>	35,30±0,50 <sup>d</sup>	7,03±0,03 <sup>ab</sup>	8174,26±179,72 <sup>c</sup>
Oeste	19,62±0,60 <sup>b</sup>	62±1,66 <sup>b</sup>	37,63±0,42 <sup>b</sup>	6,94±0,03 <sup>c</sup>	8911,52±150,27 <sup>b</sup>
Sudoeste	19,10±0,53 <sup>b</sup>	66±1,50 <sup>a</sup>	36,45±0,37 <sup>cd</sup>	7,03±0,02 <sup>ab</sup>	8980,36±134,62 <sup>b</sup>
<i>3ª Lactação</i>					
Centro Oriental	22,13±0,16 <sup>a</sup>	63±0,38 <sup>a</sup>	44,82±0,11 <sup>a</sup>	7,00±0,01 <sup>a</sup>	10540,95±37,11 <sup>a</sup>
Centro Sul	20,63±1,00 <sup>abc</sup>	60±2,34 <sup>ab</sup>	38,96±0,70 <sup>b</sup>	6,96±0,04 <sup>ab</sup>	9517,93±227,36 <sup>b</sup>
Metropolitana	20,59±0,67 <sup>b</sup>	59±1,60 <sup>b</sup>	39,20±0,47 <sup>b</sup>	6,91±0,03 <sup>b</sup>	9134,12±154,88 <sup>b</sup>
Norte Central	18,17±0,84 <sup>c</sup>	62±2,00 <sup>ab</sup>	36,55±0,60 <sup>c</sup>	6,99±0,04 <sup>ab</sup>	8527,50±194,50 <sup>c</sup>
Oeste	19,81±0,84 <sup>bc</sup>	59±2,00 <sup>b</sup>	38,95±0,60 <sup>b</sup>	6,91±0,04 <sup>b</sup>	9005,46±193,91 <sup>bc</sup>
Sudoeste	19,58±0,81 <sup>bc</sup>	62±1,92 <sup>ab</sup>	38,21±0,57 <sup>b</sup>	6,98±0,03 <sup>ab</sup>	9215,23±186,32 <sup>b</sup>

<sup>a-d</sup> Médias seguidas de letras diferentes na coluna são significativamente diferente pelo teste tukey ( $p<0,05$ ). PI= Produção de leite inicial em kg; TP= Tempo em dias para atingir o pico de lactação; PP= Produção de Leite em kg no Pico de lactação; PER= Persistência na lactação; L305= Lactação estimada para 305 dias de produção.

Pela Tabela 6 observa-se que as vacas das regiões Centro Oriental e Oeste apresentaram as maiores produções de leite no início da lactação, o que indica que nestas regiões as vacas foram melhores preparadas em relações às condições ambientais e nutricionais no período pré-parto. De acordo com Capucho e Parré (2012) nestas regiões os produtores, em geral, apresentam nível maior de especialização na atividade leiteira, enquanto nas outras regiões a produção de leite faz parte de uma estratégia de diversificação de atividades rurais.

Percebe-se que na primeira lactação as vacas da região Centro Oriental chegaram tardiamente ao pico de lactação (97 dias), enquanto as vacas das regiões Centro Sul, Norte Central, Oeste e Sudoeste, atingiram precocemente ao pico de lactação, as diferenças de manejos entre as regiões podem ser responsáveis por essa variabilidade. Glória et al. (2010) relataram que maiores tempos do início da lactação ao pico são desejáveis, pois possibilitam maior tempo para desafiar nutricionalmente o animal, de modo que possa expressar o potencial genético, e pode diminuir a probabilidade de problemas metabólicos (DALTRO et al., 2019). Por outro lado, na segunda e terceira lactação as diferenças foram pequenas do tempo do pico de produção entre as regiões em estudo, o pico de lactação ocorreu por volta dos 60 dias (2 meses) após o parto.

Independentemente da ordem de lactação, as vacas da região Centro Oriental apresentaram maiores produções de leite no pico de lactação, enquanto as vacas da região Norte Central apresentaram as menores produções. Essa superioridade pode ser atribuída, possivelmente, pelas diferenças climáticas e pelas diferenças na qualidade de alimentos fornecidos aos animais até o momento do pico, visto que, em cada região do estado Paraná há diferentes tipos de pastagem utilizadas. Outra questão relevante é que, na região Centro Oriental, por exemplo, além das forrageiras, produtores utilizam milho e milheto, e cana-de-açúcar, como principais alternativas para aumentar a quantidade de volumoso ofertada ao rebanho (BAZOTTI et al., 2012).

A superioridade na produção do pico de lactação das vacas da região Centro Oriental foi de 13,80% (primeira lactação), 16,31% (segunda lactação) e 18,45% (terceira lactação) sobre a produção da região Norte Central. Essa menor produção observada na região Norte Central pode estar relacionada a realização de outras atividades além do leite como, por exemplo, a cultura de grãos, cana de açúcar e a pecuária corte (SILVA et al., 2016). Além disso, nesta região as temperaturas são mais elevadas, conforme foi apresentado por Wrege et al. (2012), em que estes destacaram

que esta região apresenta um verão quente, com médias de temperaturas maiores que 37 °C.

Em relação à PER, vacas da região Centro Oriental obtiveram maior persistência na lactação (primeira lactação ) quando comparada as outras regiões, enquanto que na segunda e terceira lactação houve pouca diferença entre as regiões (Tabela 6). No entanto, essa diferença da curva de lactação após o pico de lactação (persistência) nas diferentes regiões em diferentes lactações, pode estar associada aos diferentes tipos de manejos e alimentação dos animais, que contribuiu para que essas vacas mantivessem a produção de leite ao longo da lactação sem queda pronunciada, ademais, diferenças entre as regiões também estão relacionadas à adoção de técnicas de produção, suplementação alimentar e o melhoramento genético do rebanho leiteiro (BAZOTTI et al., 2012; LOPES JUNIOR et al., 2012). Além disso, diferenças na persistência entre os animais podem existir por causa da seleção genética (SHANKS et al., 1981).

Em todas as lactações a maior produção de leite total foi verificada na região Centro Oriental, que compreende os Campos Gerais onde está uma das principais bacias leiteiras do Paraná. A superioridade da produção de leite identificada, se dá pelo fato de estar localizada numa das zonas mais tecnificadas na produção leiteira, com rebanhos altamente especializados e adequadamente manejados (FERNANDES et al., 2004), além dos criadores utilizarem material genético diferenciado há mais tempo (SILVA et al., 2008). A produção de leite total nas demais regiões foi semelhante, ou seja, aumentou conforme a ordem de lactação.

Por outro lado, as vacas da região Norte Central apresentaram menor produção de leite total, provavelmente, em função dos rebanhos serem menores e, portanto, com menor investimento no uso de tecnologias e material genético (MOREIRA, 2017), o que certamente refletiu no menor volume de leite total. Esta região apresenta maior tradição na produção de grãos, principalmente, a cafeicultura, sendo a pecuária incipiente. Portanto, a pecuária leiteira é realizada como uma atividade complementar, dessa forma, os produtores de leite poderiam procurar ou criar cooperativas para adotarem um sistema de produção que permita alavancar a esta atividade na região (LLANILLO et al., 2006). Na Figura 4 foram apresentadas as curvas de lactação de vacas da raça Holandesa em função das regiões no Estado do Paraná.

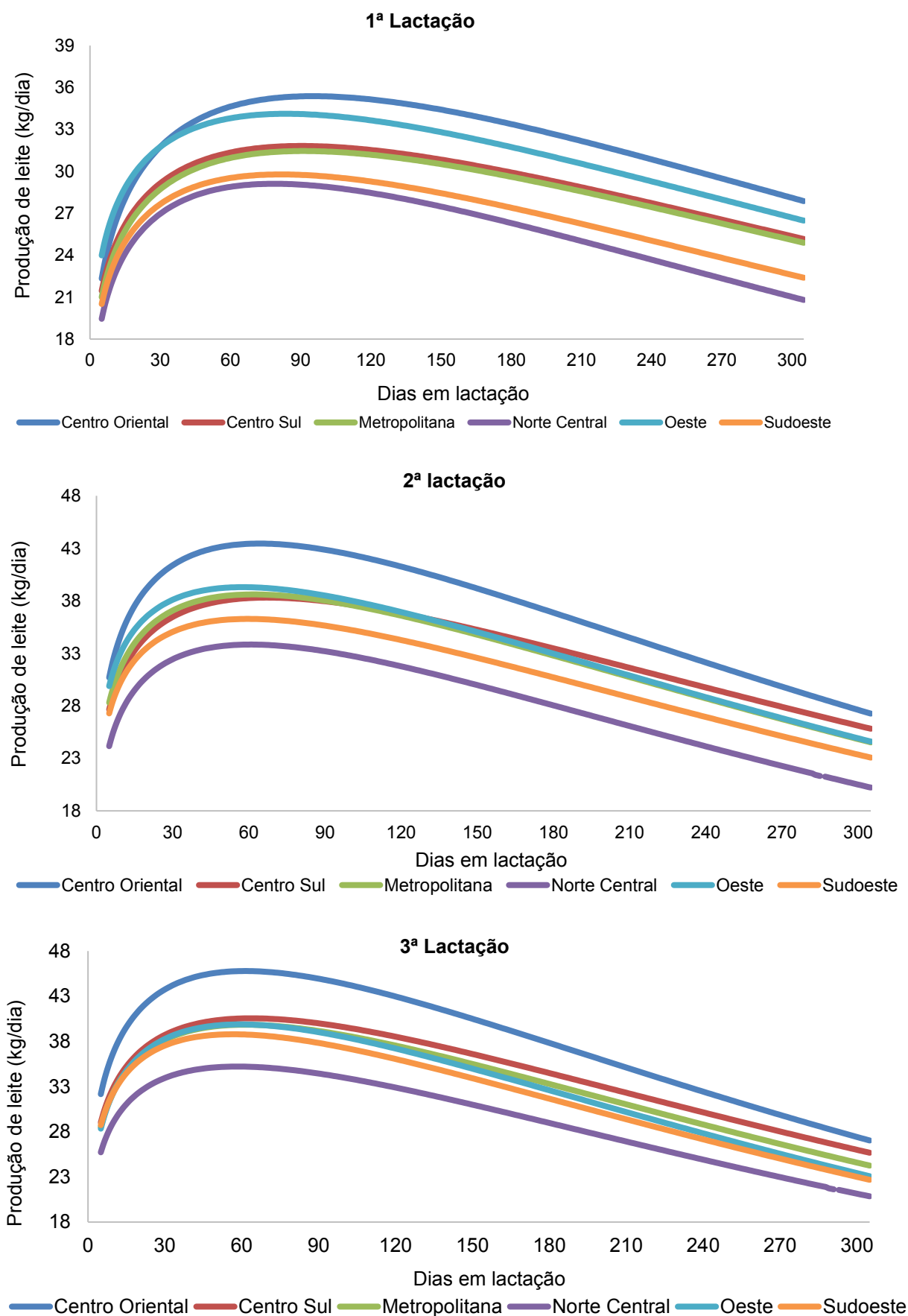


Figura 4. Curvas de lactação para a raça Holandesa em função das regiões o estado do Paraná, de acordo com a ordem de lactação.

Observou-se que a forma da curva de lactação foi fortemente influenciada pelo efeito região, particularmente o pico de produção e a persistência. Uma das prováveis causas dessas desigualdades regionais no Estado do Paraná é que os sistemas de produção de leite mais produtivos trabalham em estreita relação com a pecuária, utilizando métodos de produção, genética avançada e controle nutricional, o uso de mão-de-obra, rebanhos com raças predominantemente produtoras de leite, manejo nutricional adequado e estrutura de produção cooperativa (SILVA et al., 2016).

### **Conclusão**

Os parâmetros da curva de lactação foram influenciadas pela ordem de lactação, estação de parto e região. Animais que iniciam lactações no verão e primavera necessitam de ajustes ambientais, a fim de evitar menores picos e persistência, respectivamente.

## Referências Bibliográficas

- ABREU, B. S. et al. Productive and reproductive performance of Holstein cows in Agreste, Pernambuco, from 2007 to 2017. **Semina: Ciências Agrárias**, v. 41, n. 2, p. 571-586, 2020.
- AKERS, R. M. A 100-Year Review: Mammary development and lactation. **Journal of Dairy Science**, v. 100, n. 12, p. 10332-10352, 2017.
- ALBARRÁN-PORTILLO, B.; POLLOTT, G. E. Environmental factors affecting lactation curve parameters in the United Kingdom s commercial dairy herds. **Archivos de Medicina Veterinaria**, v. 43, n. 2, p. 145-153, 2011.
- APARECIDO, L. E. O. et al. Köppen, Thornthwaite and Camargo climate classifications for climatic zoning in the State of Paraná, Brazil. **Ciência e Agrotecnologia**, v. 40, n. 4, p. 405-417, 2016.
- BAILEY, T. L; CURRIN, J. F. Milk production evaluation in first lactation heifers. 2009.
- BAZOTTI, A. et al. Caracterização socioeconômica e técnica da atividade leiteira do Paraná. **Revista Paranaense de Desenvolvimento**, n. 123, p. 213-234, 2012.
- CAPUCHO, T.; PARRÉ, J. L. Produção leiteira no Paraná: um estudo considerando os efeitos espaciais. **Informe Gepec**, Toledo, v. 16, n. 1, p. 112-127, 2012.
- COBUCI, J. A. et al. Aspectos genéticos e ambientais da curva de lactação de vacas da raça Guzerá. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 30, n. 4, p. 1204-1211, 2001.
- COBUCI, J. A; COSTA, C. N. Persistency of lactation using random regression models and different fixed regression modeling approaches. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 41, n. 9, p. 1996-2004, 2012.
- COLE, J. B, et al. Best prediction of 305-day lactation yields with regional and seasonal effects. **Journal of Dairy Science**, v. 94, n. 3, p. 1601-1604, 2011.
- COLE, J. B, et al. Best prediction of yields for long lactations. **Journal of Dairy Science**, v. 92, n. 4, p. 1796-1810, 2009.
- CONNOR, E. E. et al. Defining the optimal period length and stage of growth or lactation to estimate residual feed intake in dairy cows. **Journal of Dairy Science**, v. 102, n. 7, p. 6131-6143, 2019.
- DALTRO, D. S et al. Heterosis in the components of lactation curves of Girolando cows. **Italian Journal of Animal Science**, v. 18, n. 1, p. 267-278, 2019.
- FAGAN, E. P. et al. Fatores ambientais e de manejo sobre a composição química do leite em granjas leiteiras no estado do Paraná, Brasil. **Acta Scientiarum. Animal Sciences**, v. 32, n. 3, p. 309-316, 2010.

FARO, L. E.; ALBUQUERQUE, L. G. Comparação de alguns modelos matemáticos para o ajuste às curvas de lactação individuais de vacas da raça Caracu. **Arquivo Brasileiro de Medicina Veterinária e Zootecnia**, v. 54, n. 3, p. 295-302, 2002.

FELTES, G. L. et al. Milk production and percentages of fat and protein in Holstein breed cows raised in Rio Grande do Sul, Brazil. **Ciência Rural**, v. 46, n. 4, p. 700-706, 2016.

FERNANDES, E. N.; BRESSAN, M.; VERNEQUE, R. S. Zoneamento da pecuária leiteira da região sul do Brasil. **Ciência Rural**, v. 34, n. 2, p. 485-491, 2004.

FERREIRA, A. G.T et al. Fitting mathematical models to lactation curves from holstein cows in the southwestern region of the state of Parana, Brazil. **Anais da Academia Brasileira de Ciências**, v. 87, n. 1, p. 503-517, 2015.

GARCÍA, S. C.; HOLMES, C. W. Lactation curves of autumn-and spring-calved cows in pasture-based dairy systems. **Livestock Production Science**, v. 68, n. 2-3, p. 189-203, 2001.

GLÓRIA, J. R. et al. Curvas de lactação de quatro grupos genéticos de mestiças Holandês-Zebu. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 39, n. 10, p. 2160-2165, 2010.

GLÓRIA, J. R. et al. Environmental and genetic effects on the lactation curves of four genetic groups of crossbred Holstein-Zebu cows. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 41, n. 11, p. 2309-2315, 2012.

HOSSEIN-ZADEH, N. G. Comparison of the parameters of the lactation curve between normal and difficult calvings in Iranian Holstein cows. **Spanish Journal of Agricultural Research**, v. 17, n. 1, p. 0401, 2019.

HOSSEIN-ZADEH, N.G. Modelling lactation curve for fat to protein ratio in Holstein cows. **Animal Science Papers and Reports**, v. 34, p. 233-246, 2016.

Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) (2017). «**Divisão Regional do Brasil**». Disponível em < <https://www.ibge.gov.br/geociencias/cartas-e-mapas/redes-geograficas/2231-np-diviso-es-regionais-do-brasil/15778-diviso-es-regionais-do-brasil.html?=&t=downloads>>. Acesso em 20 de abril de 2020.

KOGIMA, K. C; ELY, D. F. Índices térmicos para a identificação de ondas de calor aplicados ao estado do Paraná, Brasil. **Geo UERJ**, n. 34, p. 40947, 2019.

KOPEC, T. et al. The effect of the calving season on the Wood's model parameters and characteristics of the lactation curve in Czech Fleckvieh cows. **Archives Animal Breeding**, v. 56, n. 1, p. 808-815, 2013.

LLANILLO, R. F. et al. Regionalização da agricultura no estado do Paraná, Brasil. **Ciência Rural**, v. 36, n. 1, p. 120-127, 2006.

LOPES JUNIOR, J. F. et al. Análise das práticas de produtores em sistemas de produção leiteiros e seus resultados na produção e qualidade do leite. **Semina: Ciências Agrárias**, v. 33, n. 3, p. 1199-1208, 2012.

LÓPEZ, S. et al. On the analysis of Canadian Holstein dairy cow lactation curves using standard growth functions. **Journal of Dairy Science**, v. 98, n. 4, p. 2701-2712, 2015.

MASÍA, F. M. et al. Modeling variability of the lactation curves of cows in automated milking systems. **Journal of Dairy Science**, v. 103, n. 9, p. 8189-8196, 2020.

MILLER, A. R. E. et al. Effects of photoperiodic manipulation during the dry period of dairy cows. **Journal of Dairy Science**, v. 83, n. 5, p. 962-967, 2000.

MOLENTO, C. F. M. et al. Curvas de lactação de vacas holandesas no estado do Paraná, Brasil. **Ciência Rural**, v. 34, n. 5, p. 1585-1591, 2004.

MOREIRA, R. P. Estudo da interação genótipo x ambiente sobre as características produtivas na raça Holandesa em diferentes regiões do estado do Paraná. **Dissertação** (Mestrado em Zootecnia) – Setor de Ciências Agrárias e Tecnologia – Universidade Estadual de Ponta Grossa. Paraná, p. 66. 2017.

MOREIRA, R. P. et al. Evaluation of genotype by environment interactions on milk production traits of Holstein cows in southern Brazil. **Asian-Australasian Journal of Animal Sciences**, v. 32, n. 4, p. 459, 2019.

MÜLLER, P.B. Bioclimatologia Aplicada aos animais domésticos. 2a edição Editora Sulina/ Porto Alegre – RS. 1982.

NADERI, Y. Appropriate mathematical models to describe the lactation curves of milk production traits of Iranian Holstein dairy cattle. **Acta Scientiarum. Animal Sciences**, v. 40, 2018.

OLIVEIRA, H. T. V. et al. Curvas de lactação de vacas F1 Holandês-Gir ajustadas pela função gama incompleta. **Arquivo Brasileiro de Medicina Veterinária e Zootecnia**, v. 59, n. 1, p. 233-238, 2007.

RAO, M. K.; SUNDARESAN, D. Influence of environment and heredity on the shape of lactation curves in Sahiwal cows. **The Journal of Agricultural Science**, v. 92, n. 2, p. 393-401, 1979.

SAS Institute Inc. 2018. SAS/SAT® 9.4 *User's Guide*. Cary, NC: SAS Institute Inc.

SHANKS, R. D., BERGER, P. J., FREEMAN, A. E., DICKINSON, F. N. Genetic aspects of lactation curves. **Journal of Dairy Science** v. 64, n.9, p. 1852–1860, 1981.

SILVA, H. A. et al. Análise da viabilidade econômica da produção de leite a pasto e com suplementos na região dos Campos Gerais-Paraná. **Ciência Rural**, v. 38, n. 2, p. 445-450, 2008.



SILVA, L. H. A.; CAMARA, M. R. G.; TELLES, T. S. Evolução e distribuição espacial da produção de leite no estado do Paraná, Brasil. **Acta Scientiarum. Human and Social Sciences**, v. 38, n. 1, p. 37-47, 2016.

SIEWERT, J. M.; SALFER, J. A.; ENDRES, M. I. Milk yield and milking station visits of primiparous versus multiparous cows on automatic milking system farms in the Upper Midwest United States. **Journal of Dairy Science**, v. 102, n. 4, p. 3523-3530, 2019.

TEKERLI, M. et al. Factors affecting the shape of lactation curves of Holstein cows from the Balikesir province of Turkey. **Journal of Dairy Science**, v. 83, n. 6, p. 1381-1386, 2000.

TORSHIZI, M. E. Effects of season and age at first calving on genetic and phenotypic characteristics of lactation curve parameters in Holstein cows. **Journal of Animal Science and Technology**, v. 58, n. 1, p. 8, 2016.

WATHES, D. C. et al. Differences between primiparous and multiparous dairy cows in the inter-relationships between metabolic traits, milk yield and body condition score in the periparturient period. **Domestic Animal Endocrinology**, v. 33, n. 2, p. 203-225, 2007.

WOOD, P. D. P. Algebraic model of the lactation curve in cattle. **Nature**, v. 216, n. 5111, p. 164-165, 1967.

WREGE, M. S. et al. **Atlas climático da região sul do Brasil: estados do Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul**. Pelotas: Embrapa Clima Temperado; Colombo: Embrapa Florestas, 2012.

## **5 CAPÍTULO III - PARÂMETROS GENÉTICOS PARA CARACTERÍSTICAS DA CURVA DE LACTAÇÃO DE BOVINOS DA RAÇA HOLANDESA**

### **Introdução**

O comportamento da produção de leite ao longo da lactação da vaca é em geral denominado curva de lactação e pode ser estudado utilizando-se uma variedade de modelos matemáticos. O modelo de Wood (1967) é referência para estudos relacionados a curvas de lactação, por ser de fácil aplicação e além de seus parâmetros terem interpretação biológica (VARONA et al., 1998). Além disso, os parâmetros obtidos por esse modelo permitem estimar as características da curva de lactação, como: a produção no início da lactação, tempo para atingir o pico de lactação, produção no pico de lactação, persistência e produção total de leite na lactação.

Diversos trabalhos foram publicados relatando a influência dos efeitos ambientais sobre essas características (KOPEC et al., 2013; OTWINOWSKA-MINDUR e PTAK, 2016), porém há pouco disponível sobre parâmetros genéticos para elas. A seleção para essas características pode melhorar a eficiência na produção (TERKELI et al., 2000) e o conhecimento das possíveis correlações genéticas entre elas é importante ao se formularem programas de seleção (COBUCI et al., 2001).

Wasike et al. (2014) relataram que a seleção de vacas para aumentar a produção total de leite resultaria em uma resposta correlacionada positiva da produção de leite no pico da lactação, mas isso levaria a respostas positivas ou negativas na persistência e o dia no pico da lactação. Recentemente, Shokri-Sangari et al. (2019) estudando dados de vacas Holandesas, relataram que a seleção de animais para aumentar a produção de leite melhoraria levemente a persistência na lactação. Além disso, a persistência e o pico de lactação são componentes da curva de lactação possíveis de serem estimados por meio de modelos de regressão aleatória (COBUCI et al., 2007), com base nos valores genéticos dos animais ao longo da lactação.

Embora as avaliações genéticas de rotina no Brasil tenham se concentrado apenas em características de produção (leite, gordura e proteína) e de tipo, o aprimoramento da avaliação genética atual por meio da adoção de modelos de regressão aleatória e a inclusão da persistência trará avanços na eficácia da seleção de animais no Brasil e poderá promover a valorização do material genético nacional

(PADILHA et al., 2019). Além disso, as aplicações dos modelos de regressão aleatória possibilitam a predição de valores genéticos para a produção em determinadas fases da lactação e para produção acumulada aos 305 dias (HERRERA et al., 2008), e tem sido comumente utilizada em análises genéticas de rebanhos leiteiros (PEREIRA et al., 2019; SOURIM et al., 2020).

Desta forma a compreensão dos parâmetros genéticos das características da curva de lactação pode ser útil para uma tomada de decisão, assim permitindo o direcionamento do manejo do rebanho. Além disso, o aprimoramento genético em uma dessas características pode ser usado como critério de seleção para melhorar as outras geneticamente correlacionadas, caso a correlação seja favorável (GEBREYOHANNES et al., 2013; SAGHANEZHAD et al., 2017). Vale ressaltar que ao decorrer dos anos, as características como pico de lactação e persistência constituiriam um ponto de apoio à tomada de decisão no esquema de melhoramento genético, havendo a possibilidade de incluí-las como critérios adicionais no futuro (MIRANDA et al., 2019).

Apesar das vantagens demonstradas da seleção para as características da curva de lactação, no Brasil os estudos avaliando a variabilidade genética dessas características são escassos. Sendo assim, o objetivo foi estimar os parâmetros genéticos para as características da curva de lactação e avaliação da persistência de lactação empregando modelos de regressão aleatória em vacas da raça Holandesa.

## **Material e Métodos**

Foram utilizados dados do serviço de controle leiteiro da Associação Paranaense de Criadores de Bovinos da Raça Holandesa (APCBRH), compreendendo somente vacas de primeira lactação que pariram entre 2010 e 2017. Foram considerados dados da produção de leite no dia do controle leiteiro (PLDC) de vacas de primeira lactação, com idade ao parto variando de 18 a 43 meses, controladas do 5º dia após o parto até o 305º dia de lactação.

Inicialmente foram realizadas análises de consistência com o objetivo de excluir *outliers*, decorrentes de erros nas anotações das fichas de controle. Foram excluídas informações de rebanhos com menos de 10 animais, vacas com menos de 5 controles leiteiros durante a lactação, vacas cujo primeiro controle leiteiro foi realizado posteriormente a 45 dias em relação ao parto, vacas com produção diária de leite inferior a 5 kg ou superior a 80 kg/dia e grupos de contemporâneos com menos de

três animais. Além disso, foram mantidas apenas vacas que foram ordenhadas duas ou três vezes por dia.

Para o ajuste das curvas de lactação individuais foi empregado o modelo WOOD (1967) com a seguinte equação:

$$Y = at^b \exp^{-ct},$$

em que:

Y = produção de leite(kg) no dia do controle leiteiro;

a = parâmetro associado com o início da produção de leite (kg);

t = período de tempo em dias após o parto, no qual a produção de leite (kg) foi medida;

b = representa a fase de ascensão média na fase pré-pico de produção;

exp = constante igual a 2,7182;

c = representa a fase declínio da curva após o pico de lactação.

Os parâmetros de cada curva individual foram estimados através do método iterativo de Gauss-Newton, utilizando-se o procedimento NLIN do pacote estatístico SAS, *Statistical Analysis System* (SAS, 2018). Após estimar as curvas individuais, foram excluídas as curvas consideradas atípicas, ou seja, com valores de “a” negativos, valores de “b” negativos ou maiores que 1, e valores de “c” negativos. Através dos parâmetros do modelo foram estimadas as características das curvas de lactação (Tabela - 1).

Tabela 1- Características das curvas de lactação segundo modelo Wood

<b>Características</b>	<b>Equação</b>
Produção inicial	$(a \cdot 1^b) \cdot (\exp^{-c \cdot 1})$
Produção no Pico de Lactação	$a \cdot ((b/c)^b) \cdot \exp^{-b}$
Tempo em dias para atingir o pico de lactação	$b/c$
Persistência	$- (b+1) \cdot \text{Log}(c)$

a = parâmetro associado com o início da produção de leite (kg); b = representa a fase de ascensão média na fase pré-pico de produção; c = representa a fase declínio da curva após o pico de lactação; t = período de tempo em dias após o parto, no qual a produção de leite (kg) foi medida; exp = constante igual a 2,7182.

O grupo de contemporâneas (GC) para a características Produção Inicial (PI); Produção no Pico de Lactação (PP), Tempo em dias para atingir o pico de lactação (TP), Persistência (PER) e a produção de leite estimada para 305 dias (L305) foi definido rebanho, ano e estação de parto, sendo eliminados GC com menos de 3

animais. Na Tabela 2 são apresentadas a estrutura geral do arquivo de dados da após a restrições e algumas estatísticas descritivas para as características estudadas.

Tabela 2 - Estatística descritiva para as características da curva de lactação e produção de leite total (L305) de vacas da raça Holandesa

<b>Características</b>	<b>Número de vacas</b>	<b>Médias <math>\pm</math> DP</b>	<b>GC</b>
PI	28.251	16,10 $\pm$ 6,97	3.022
TP	28.251	97,57 $\pm$ 34,02	3.022
PP	28.251	35,27 $\pm$ 6,19	3.022
PER	28.251	7,51 $\pm$ 0,45	3.022
L305	28.251	10187,64 $\pm$ 2458,80	3.022

DP - Desvio-padrão; GC - Grupos de contemporâneos; PI - Produção inicial; TP - Tempo até o pico de lactação (dias); PP - Produção no pico de lactação; PER - Persistência; L305 - Produção de leite estimada para 305 dias.

As estimativas dos componentes de (co)variâncias e predição dos parâmetros genéticos para as características da curva de lactação foram obtidas pelo método Bayesiano, utilizando-se os programas GIBBS1F90 e GIBBS2F90 (MISZTAL et al., 2015), empregando modelo animal em análises unicaracterísticas e bicaracterísticas, contendo como efeitos fixos o grupo de contemporâneos e o a idade da vaca ao parto como covariável (efeitos linear e quadrático), e como aleatórios os efeitos genético-aditivo e o residual.

O modelo geral utilizado pode ser descrito na forma matricial da seguinte forma:

$$y = X\beta + Za + \varepsilon$$

Em que:

$y$  = vetor de observações das características avaliadas (Produção inicial, Tempo do pico de lactação, Produção no pico de lactação, Persistência e Produção de leite (L305));  $\beta$  = vetor de efeitos fixos (Grupos de Contemporâneos e Covariável) associados a  $y$  através da matriz de incidência de  $X$ ;  $a$  = vetor dos efeitos aleatórios de valor genético aditivo direto do animal, associados a  $y$  através da matriz de incidência  $Z$ ;  $\varepsilon$  = vetor dos efeitos residuais.

Foram geradas cadeias amostrais (cadeias de Gibbs) com comprimento de 500.000 ciclos, com descarte inicial (burn-in) de 50.000 amostras e um intervalo de armazenamento (thin) de 20 amostras, restando 22.500 amostras que foram utilizadas para as inferências. A convergência foi verificada por inspeção gráfica das amostras x interações.

Dado que o componente mais importante da curva de lactação é a persistência na lactação (WOOD, 1967), e esta pode ser obtida por meio de modelos de regressão aleatória, foram realizadas análises adicionais para avaliar seis medidas de persistência e produção de leite até 305 dias (Tabela 3). As produções de leite no dia do controle leiteiro (PLDC) foram agrupadas em classes quinzenais de dias em lactação, totalizando 20 classes durante a lactação, da seguinte maneira: 5 a 20 dias, 21 a 35 dias, 36 a 50 dias, e assim sucessivamente, até os 305 dias (Figura 1).

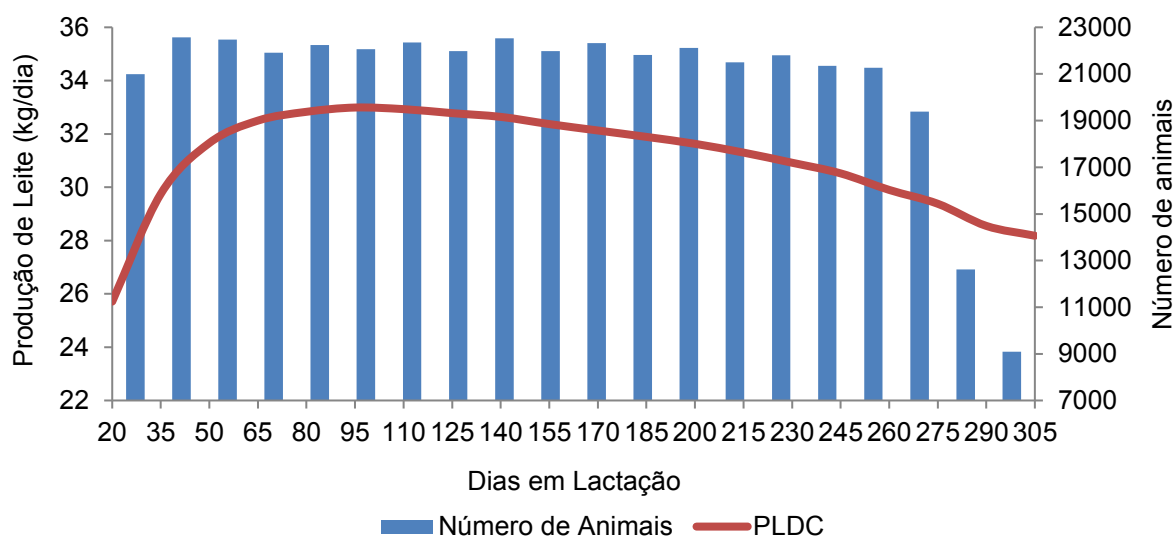


Figura 1 - Número de animais e média de produção de leite no controle leiteiro (PLDC) de acordo com os dias em lactação (classes quinzenais).

O grupo de contemporâneas (GC) para as PLDC foi definido como rebanho, ano e mês de controle leiteiro, sendo eliminadas das análises produções superiores ou inferiores a 3,5 desvios padrão dentro do grupo de contemporâneas, além de grupos de contemporâneas com menos de 3 informações. Além disso, os registros de PLDC foram distribuídos em subclasses formados por Rebanho - Ano de Parto, cada subclasse contendo pelo menos cinco animais.

Para estas análises foram empregadas o modelo animal de regressão aleatória, contendo como efeitos o GC (rebanho, ano e mês do controle leiteiro), interação entre a frequência de ordenha e dias em lactação (20 classes) os efeitos linear e quadrático da idade da vaca ao parto, além disso, foi empregado uma regressão para modelar o efeito da subclasse de rebanho – ano de parto.

O modelo de regressão aleatória utilizado pode ser descrito como:

$$y_{ijkl} = GC_i + FC_j + \sum_{m=1}^4 RA_{km} \Phi_m(d) + \sum_{m=1}^4 \alpha_{lm} \Phi_m(d) + \sum_{m=1}^4 \rho_{lm} \Phi_m(d) + E_{ijkl}$$

em que:  $y_{ijklmn}$  é o valor observado da característica;  $GC_i$  é o efeito fixo do  $i$ -ésimo grupo contemporâneo,  $FC_{kl}$  é o efeito fixo do  $j$ -ésima frequência de ordenha (2 ou 3 vezes) aninhado na classe de dias de lactação (20 classes);  $RA_{km}$  é o  $m$ -ésimo coeficiente de regressão (efeito fixo) específico para a  $k$ -ésima subclasse de rebanho – ano de parto;  $\alpha_{lm}$  e  $\rho_{lm}$  são os  $m$ -ésimos coeficientes de regressão para os efeitos aleatórios genético-aditivo e de ambiente permanente da vaca  $l$ , respectivamente,  $\Phi_m(d)$  é o  $m$ -ésimo polinômio ortogonal de Legendre correspondente ao dia  $d$  da lactação e  $E_{ijkl}$  é o erro aleatório associado à observação. Para as regressões foram utilizados polinômios de Legendre de ordem 4 (cúbicos). A estrutura de variâncias residuais para a PLDC foi considerada homogênea durante a lactação.

O modelo geral utilizado neste estudo pode ser descrito na forma matricial da seguinte forma:

$$y = X\beta + Za + Wp + e$$

em que:  $y$  é o vetor das observações;  $\beta$  é o vetor de efeitos fixos;  $a$  é o vetor de soluções para os coeficientes de regressão aleatória genética aditiva direta;  $p$  é o vetor de soluções para os coeficientes de regressão aleatória de ambiente permanente;  $X$ ,  $Z$ , e  $W$  são as matrizes de incidência de  $\beta$ ,  $a$ , e  $p$ , respectivamente e  $e$  é o vetor dos resíduos.

As pressuposições para esse modelo são:

$$E \begin{bmatrix} y \\ a \\ p \\ e \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X\beta \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}; V \begin{bmatrix} a \\ p \\ e \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} Ka \otimes A & 0 & 0 \\ 0 & Kp \otimes I & 0 \\ 0 & 0 & R \end{bmatrix}$$

Em que:  $Ka$  e  $KP$  são matrizes de (co)variâncias entre os coeficientes de regressão aleatórios genético-aditivo e de ambiente permanente, respectivamente;  $A$  é a matriz de parentesco;  $I$  é a matriz Identidade;  $\otimes$  é o produto de Kroeneker entre as matrizes; e  $R$  é a matriz de variâncias residuais.

As análises foram realizadas pelo método Bayesiano, utilizando-se o programa GIBBS2F90 (MISZTAL et al., 2015). Para esta análise os números totais de interações, descarte (bur-in), armazenamento (thin) e a convergência, foram os mesmos utilizados nas análises unicaracterísticas e bicaracterísticas descritas anteriormente.

Tabela 3 – Medidas de persistência e produção acumulada em 305 (P305) dias.

<b>Mensuração</b>	<b>Autor</b>
$PS1 = (VG_{280} - VG_{60})$	Jamrozik et al. (1997)
$PS2 = \sum_{t=61}^{280} (VG_t - VG_{60})$	Jamrozik et al. (1997)
$PS3 = \left( \sum_{t=106}^{205} VG_t - \sum_{t=6}^{105} VG_t \right)$	Jakobsen et al. (2002)
$PS4 = \left( \sum_{t=206}^{305} VG_t - \sum_{t=6}^{105} VG_t \right)$	Jakobsen et al. (2002)
$PS5 = \sum_{t=60}^{279} (VG_t - VG_{280})$	Jakobsen et al. (2002)
$PS6 = (VG_{290} - VG_{90})$	Cobuci et al. (2004)
$P305 = \sum_{t=5}^{305} VG_t$	-

PS1 – PS6 Medidas de persistência; VG = Valor genético

As estimativas de variâncias para as medidas de persistências e produção de leite até os 305 dias (P305) foram obtidas por operações matriciais. As variâncias genético-aditivas obtidas para as diferentes medidas de persistências e P305 foram calculadas da seguinte forma:

$$\sigma^2_a(\text{per}) = VC * Ka * VC'$$

Em que VC é o vetor de covariáveis correspondente a medida de persistência; Ka é a matriz das variâncias e covariâncias genético-aditivas entre os coeficientes de regressão aleatória e VC' é a matriz transposta do vetor de covariáveis.

Para os cálculos das variâncias de ambiente permanente, foi incluído a Kb (matriz das variâncias e covariâncias de ambiente permanente entre os coeficientes de regressão aleatória) no lugar da Ka.

As estimativas de herdabilidade para PER e P305 foram calculadas como:

$$h^2(\text{per}) = \frac{\sigma^2_a(\text{per})}{\sigma^2_a(\text{per}) + \sigma^2_{ep}(\text{per}) + K(\text{per}) * \sigma^2_e}$$



$$h^2(P305) = \frac{\sigma^2_a(p305)}{\sigma^2_a(p305) + \sigma^2_{ep}(p305) + K(p305) * \sigma^2_e}$$

onde PER = corresponde as medidas de persistência (P1, P2, P3, P4, P5 e P6) e K(per) é uma constante tomando os valores 2, 48620, 200, 200, 48620 e 2, respectivamente para P1, P2, P3, P4, P5 e P6, conforme descrito por Cobuci et al. (2004). E K(p305) é uma constante correspondente ao valor 301, que compreende aos 301 dias de produção de leite do intervalo do 5º aos 305º dias de lactação.

As correlações genéticas entre as características A e B foram calculas por

$$rg(i,j) = \frac{\sigma_{ab}(ij)}{\sqrt{\sigma^2_{aa}(ij) * \sigma^2_{bb}(ij)}}$$

onde  $i = j$  se as observações consideradas forem no mesmo dia da lactação, e  $i \neq j$  se as observações consideradas forem em dias diferentes, conforme descrito por Jakobsen et al., (2002).

## Resultados e Discussão

Na Tabela 4 são apresentadas as estimativas de herdabilidade para as características da curva de lactação. Observou-se que as estimativas de herdabilidade para PI e TP foram de baixa magnitude, indicando que a maior parte da variação fenotípica nessas características é influenciada por efeitos não-genéticos. Consequentemente, o fenótipo do animal não é um bom indicador de seu potencial genético, ficando notório que a seleção direta para estas características não alteraria o formato da curva de lactação. Resultados semelhantes foram reportados em vacas Holandesas no Canadá (MUIR et al., 2004), em rebanhos leiteiros comerciais do Reino Unido (ALBARRÁN-PORTILLO e POLLOTT, 2008), em rebanho leiteiro do Sudão (BADRI et al., 2011) e em vacas Holandesas no Irã (CHEGINI et al., 2015).

Tabela 4 – Estimativas de herdabilidades para as características da curva de lactação em vacas Holandesas de primeira lactação

	PI	TP	PP	PER	L305
1ª Lactação	0,05±0,01	0,07± 0,01	0,33± 0,01	0,07± 0,01	0,10±0,01

PI - Produção inicial; TP - Tempo até o pico de lactação (dias); PP - Produção no pico de lactação; PER – Persistência; L305 - Produção de leite estimada para 305 dias.

Por outro lado, a estimativa de herdabilidade para PP foi de magnitude moderada, sugerindo a possibilidade de ganho genético por meio da seleção e, que tal característica poderia ser incluída entre os critérios de seleção da raça Holandesa no Sul do Brasil. Assim, pode-se concluir que a seleção para o PP tem uma tendência a apresentar maiores ganhos genéticos na população em estudo, em comparação com o TP. Entre as pesquisas que constataram valores semelhantes estão Farhangfar e Rowlinson (2007) e Wasike et al. (2014), enquanto, Boujenane e Hilal (2012) e Torshizi (2016) constataram valores inferiores.

O valor da estimativa de herdabilidade para PER foi de baixa magnitude (Tabela 4), indicando grande influência de fatores não-genéticos na expressão da característica, e que mudanças nos fatores ambientais (sistema de alimentação e manejo do rebanho, manejo de ordenha) provavelmente terão um impacto maior na característica em rebanhos de vacas Holandesas no Sul do Brasil. Avaliando a persistência de lactação através do modelo Wood, Saghanezhad et al. (2017) e Shokri-Sangari et al. (2019) em estudos de vacas Holandesas relataram estimativas semelhantes, enquanto, Rekaya et al. (2001) e Yilmaz et al. (2011) relataram estimativas superiores, respectivamente, 0,17 e 0,29.

A estimativa de herdabilidade para a característica L305 foi de baixa magnitude, inferior ao relatado por Tsuruta et al. (2015) em rebanhos de vacas Holandesas em três regiões dos EUA. Utilizando uma população semelhante à deste estudo, Moreira et al. (2019) encontraram estimativas de herdabilidade variando de 0,16 a 0,21 em dados referentes ao período de 1990 a 2015, enquanto Romano et al. (2020) utilizando o banco de dados referente ao período de 2005 a 2016 encontraram estimativas de 0,22. As herdabilidades menores estimadas em nosso estudo podem estar relacionadas com diferenças metodologias e consistências adotadas no banco de dados, uma vez que em nosso estudo para análise genética foram utilizados dados do período de 2010 a 2017.

Na Tabela 5 são apresentadas as correlações genéticas entre as características da curva de lactação e a L305. Observaram-se que as correlações genéticas entre as características da curva de lactação (PI, TP, PP e PER) e L305 foram positivas e de moderada a alta magnitude, evidenciando que qualquer característica da curva de lactação pode ser utilizada antecipadamente para seleção de animais mais produtivos.

Tabela 5 – Estimativas de correlação genética entre as características da curva de lactação em vacas Holandesas de primeira lactação

	<b>TP</b>	<b>PP</b>	<b>PER</b>	<b>L305</b>
PI	-0,32±0,01	0,59±0,01	-0,35±0,01	0,38±0,01
TP	-	0,34±0,01	0,99±0,01	0,59±0,01
PP		-	0,34±0,01	0,86±0,01
PER			-	0,61±0,01

Produção inicial (PI); Tempo até o pico de lactação (dias) (TP), Produção no pico de lactação (PP); Persistência (PER) e Produção de leite estimada para 305 dias (L305).

Destaca-se a forte correlação genética entre PP e L305, mostrando que animais com maiores picos de lactação, tendem a apresentar maior volume de leite ao final de lactação. Embora essa correlação genética seja no sentido favorável, deve ser vista com certa cautela, pois animais que apresentam elevados picos de produção poderão ter menor persistência de lactação, maior incidência de problemas reprodutivos, e doenças metabólicas, devido à alta exigência energética (AQUAROLI, 2017).

Neste mesmo sentido, a correlação genética entre a PI e L305 foi positiva e de magnitude moderada (0,38±0,01), evidenciando que animais com elevada produção do início da lactação tendem a ter maior volume de leite acumulado na lactação. No entanto, essa seleção pode não ser adequada dado que alta produção de leite no início da lactação causa balanço energético negativo mais grave (HARDER et al., 2019). Essa cautela com relação a elevadas produções no início e no pico da lactação deve ser ainda maior se for considerados animais de primeira lactação (caso do estudo), pois são animais que ainda estão em fase de crescimento e sofrerão bastante com os desafios no início da lactação, principalmente com o balanço energético negativo.

Ainda na Tabela 5 observou-se uma correlação negativa entre PI x TP e PI x PER, indicando um antagonismo entre elas, ou seja, animais que apresentam um baixo nível de produção de leite no início da lactação, chegarão tardiamente ao pico de lactação e conseqüentemente serão mais persistentes, ou seja, haverá uma perda de leite menos pronunciada após o pico de lactação. Por outro lado, a seleção de animais com um elevado PI, poderá levar a animais com pico de lactação mais precoce, porém, menos persistentes. De um modo geral estes resultados estão de acordo com o reportado na literatura para vacas Holandesas (CHEGINI et al., 2015).

Observou-se uma maior relação genética de PER com TP quando comparada com PP, indicando que estas características (PER e TP) estão sob ação dos mesmos genes, que então quanto mais tarde ocorrer o pico de lactação, maior tende a ser a persistência.

Na Tabela 6 foram apresentadas as estimativas de herdabilidade das seis medidas de persistência obtidas por meio dos parâmetros da PLDC provenientes do modelo de regressão aleatória, bem como as correlações genéticas e de ambiente permanente entre elas e a produção de leite até os 305 dias (P305).

Tabela 6 - Estimativas de herdabilidade (diagonal) e correlações genéticas (acima da diagonal) entre medidas de persistência (PS1 a PS6) e produção acumulada em até 305 dias (P305)

	PS1	PS2	PS3	PS4	PS5	PS6	P305
PS1	<b>0,05</b>	0,94	0,84	0,99	-0,90	0,97	0,29
PS2		<b>0,05</b>	0,96	0,98	-0,70	0,83	0,40
PS3			<b>0,14</b>	0,92	-0,54	0,69	0,52
PS4				<b>0,12</b>	-0,82	0,92	0,37
PS5					<b>0,03</b>	-0,98	-0,11
PS6						<b>0,04</b>	0,18
P305							<b>0,31</b>

As estimativas de herdabilidade para as seis medidas de persistência foram de baixa magnitude, variando de 0,03 a 0,14, com menores valores para PS5 (0,03) e PS6 (0,04) e maiores valores para a PS4 (0,12) e PS3 (0,14), nestas sendo possível algum ganho genético lento por intermédio da seleção, mas no geral corroboram com aquela obtida pelo modelo de Wood (Tabela 5), apoiando a hipótese que há grande contribuição do ambiente ou fatores não-genéticos no desempenho desta característica em vacas Holandesas na região Sul do Brasil. Estimativas de herdabilidade de baixa magnitude (0,01 a 0,05) também foram observadas por Mandal et al. (2020) em bovinos mestiços Jersey e por Yamazaki et al. (2019) em vacas Holandesas de baixa produção no Japão.

As estimativas de herdabilidade obtidas neste estudo são inferiores às relatadas por COBUCI e COSTA (2012), que analisando dados de vacas da raça Holandesa de primeira lactação no Brasil e utilizando polinômios de Legendre de quarta ordem e considerando a variância residual homogênea durante todo o período de lactação, relataram valores de herdabilidade de 0,15(PS1), 0,18(PS2), 0,39(PS3),

0,29(PS4), 0,07(PS5), 0,10(PS6). Biassus et al. (2010) ao trabalharem com dados de vacas da raça Holandesa no Brasil, encontraram estimativas de 0,12(PS1), 0,32(PS3), 0,26(PS4), 0,15(PS2) 0,05(PS5) e 0,08(PS6), valores bem superiores aos encontrados neste estudo.

Para P305, a estimativa de herdabilidade foi de magnitude moderada (0,31), semelhante aos valores reportados em estudos empregando modelos de regressão aleatória com polinômios de Legendre em vacas Holandesas no Brasil (DORNELES et al., 2009) e Irã (KHORSHIDIE et al., 2012), no entanto superior ao relatado por PADILHA et al. (2019) para vacas Holandesas no Brasil e inferior aos relatados por YAMAZAKI et al. (2013) em bovinos da raça Holandesa no Japão.

Observa-se que as correlações genéticas entre as medidas de persistências foram de alta magnitude, indicando que estas características (PS1, PS2, PS3, PS4, PS5 e PS6) em grande parte são determinadas pelos mesmos conjuntos de genes. Percebe-se que a correlação genética entre a PS5 e as demais medidas de persistência foi negativa, de certa forma esperada, dado que a PS5 é o acumulado dos desvios dos valores genéticos entre 60 até os 280 dias obtidos em relação aos 280 dias, ao contrário dos demais que medem este desvio no terço inicial da lactação, desta forma. Maiores valores desta medida indicam maiores níveis de persistência na lactação (COBUCI et al., 2004).

Com base na correlação genética entre as medidas de persistência (PS1, PS2, PS3, PS4, PS5 e PS6) e a P305, em grande maioria foram positivas, variando de 0,18 a 0,52 (exceto para a PS5 que a correlação foi de -0,11), e todas favoráveis, indicando que a seleção para o aumento persistência resultaria num aumento da produção de leite. Contudo, o desejado é que essas estimativas sejam de baixa magnitude, caso contrário, sua inclusão em programas de melhoramento genético não seria necessária ou, se essa correlação genética for negativa, a seleção para persistência afetará negativamente o ganho genético para a produção de leite (PEREIRA et al., 2012).

Na Tabela 7 são apresentadas as correlações genéticas entre as medidas de persistência e a produção de leite no controle leiteiro.

Tabela 7 – Estimativas de correlação genética entre as medidas de persistência (PS1, PS2, PS3, PS4, PS5 e PS6) e as produções de leite no controle leiteiro (PLDC)

<b>PLDC</b>	<b>PS1</b>	<b>PS2</b>	<b>PS3</b>	<b>PS4</b>	<b>PS5</b>	<b>PS6</b>
<b>20</b>	-0,20	-0,17	-0,10	-0,18	0,22	-0,22
<b>35</b>	-0,13	-0,07	0,03	-0,09	0,20	-0,19
<b>50</b>	-0,07	0,02	0,15	-0,01	0,17	-0,14
<b>65</b>	-0,01	0,09	0,23	0,06	0,14	-0,10
<b>80</b>	0,05	0,16	0,31	0,12	0,10	-0,06
<b>95</b>	0,10	0,22	0,37	0,18	0,07	-0,02
<b>110</b>	0,15	0,27	0,42	0,23	0,04	0,02
<b>125</b>	0,19	0,32	0,47	0,28	0,01	0,06
<b>140</b>	0,24	0,37	0,51	0,33	-0,03	0,10
<b>155</b>	0,24	0,41	0,55	0,37	-0,06	0,15
<b>170</b>	0,32	0,45	0,58	0,41	-0,10	0,19
<b>185</b>	0,36	0,49	0,61	0,45	-0,14	0,23
<b>200</b>	0,40	0,52	0,63	0,48	-0,18	0,27
<b>215</b>	0,44	0,55	0,65	0,51	-0,21	0,31
<b>230</b>	0,47	0,57	0,66	0,54	-0,25	0,34
<b>245</b>	0,49	0,59	0,67	0,56	-0,29	0,38
<b>260</b>	0,52	0,60	0,67	0,58	-0,32	0,40
<b>275</b>	0,53	0,60	0,67	0,59	-0,35	0,43
<b>290</b>	0,54	0,59	0,66	0,59	-0,38	0,44
<b>305</b>	0,53	0,56	0,64	0,58	-0,40	0,45

Observa-se que as correlações são negativas no terço inicial da lactação e positivas com o terço médio e final da lactação. O oposto ocorre com a PS5 devido à fórmula de cálculo. Estes resultados mostram que de fato a seleção para o aumento da produção de leite no início da lactação pode afetar a persistência na lactação, são coerentes com aquele obtido no modelo Wood neste estudo (Tabela 5) onde a correlação genética entre a PI e PER foi negativa (-0,35), consequentemente, selecionando para o aumento da produção de leite neste período acarretará declínio na persistência de lactação.

Resultados semelhante foi reportado por Cobuci et al. (2004) em gado Holandês no Brasil, que relataram uma associação negativa entre as medidas de persistências (PS1, PS2, PS3, PS4, PS5 e PS6) e a produção de leite no início da lactação. Os autores supracitados relataram que a melhoria do nível de persistência na lactação pode levar à redução da produção de leite nessa fase da lactação e,

consequentemente menores produções no pico de lactação, sem comprometer a produção total de leite.

A medida de persistência mais adequada é aquela que apresenta grande valor econômico, grande variância genética, alta herdabilidade e baixa correlação genética com a produção acumulada em 305 dias (JAKOBSEN et al., 2002), além disso, é desejável uma medida com baixa correlação genética com as PLDC próximas ao pico e uma correlação maior com as PLDC após o pico de lactação (HERRERA, 2013). Ao comparar as seis medidas neste estudo, a PS3 e PS4 devem ser as preferidas nas avaliações genéticas de vacas Holandesas. Esses resultados diferem daqueles reportados em vacas Holandesas no Brasil sob modelos de regressão aleatória utilizando polinômios de Legendre, onde Cobuci et al. (2007) sugeriram que o desempenho de PS5 e PS6 foram os mais adequados, enquanto Biassus et al. (2010) verificaram que o uso da medida PS2 foi a melhor medida.

Considerando que a PS3 e PS4 é a melhor medida, percebe-se que a seleção para o aumento da produção de leite no controle leiteiro a partir dos 50 dias de lactação será acompanhada do aumento da persistência, principalmente no terço final da lactação. Entretanto, os resultados neste estudo mostram que a seleção para persistência na lactação não proporcionará ganhos genéticos satisfatórios, e que estratégias seleção de outras características combinadas a persistência deve ser mais estudada.

## **Conclusão**

Em geral as herdabilidades para os parâmetros das curvas de lactação apresentaram baixa magnitude, indicando a dificuldade em alterar as formas das curvas de lactação por meio de seleção. Entretanto, dentre os parâmetros avaliados a PP é aquele que apresenta melhor resposta a seleção. Em relação as medidas de persistência, aquelas propostas por Jakobsen (PS3 e PS4) foram as mais indicadas para avaliação genética de vacas primíparas da raça Holandesa.

## Referências Bibliográficas

ALBARRÁN-PORTILLO, B.; POLLOTT, G. E. Genetic parameters derived from using a biological model of lactation on records of commercial dairy cows. **Journal of Dairy Science**, v. 91, n. 9, p. 3639-3648, 2008.

AQUAROLI, D. B. Parâmetros genéticos para distocia e características produtivas e reprodutivas em bovinos da raça Holandesa. **Dissertação** (Mestre em Produção Animal Sustentável) – Instituto de Zootecnia. São Paulo, p. 58. 2017.

BADRI, T. et al. Genetic and non-genetic factors affecting lactation curve components of a Sudanese Butana dairy herd. **Research Opinions in Animal & Veterinary Sciences**, v. 1, n. 4, p. 193-197, 2011.

BIASSUS, I. O. et al. Persistence in milk, fat and protein production of primiparous Holstein cows by random regression models. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 39, n. 12, p. 2617-2624, 2010.

BOUJENANE, I.; HILAL, B. Genetic and non genetic effects for lactation curve traits in Holstein-Friesian cows. **Archives Animal Breeding**, v. 55, n. 5, p. 450-457, 2012.

CHEGINI, A.; SHADPARVAR, A. A.; GHAVI HOSSEIN-ZADEH, N. Genetic parameter estimates for lactation curve parameters, milk yield, age at first calving, calving interval and somatic cell count in Holstein cows. **Iranian Journal of Applied Animal Science**, v. 5, n. 1, p. 61-68, 2015.

COBUCI, J. A. et al. Aspectos genéticos e ambientais da curva de lactação de vacas da raça Guzerá. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 30, n. 4, p. 1204-1211, 2001.

COBUCI, J. A. et al. Análises da persistência na lactação de vacas da raça Holandesa, usando produção no dia do controle e modelo de regressão aleatória. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 33, n. 3, p. 546-554, 2004.

COBUCI, J. A. et al. Genetic evaluation for persistency of lactation in Holstein cows using a random regression model. **Genetics and Molecular Biology**, v. 30, n. 2, p. 349-355, 2007.

COBUCI, J. A.; COSTA, C. N. Persistency of lactation using random regression models and different fixed regression modeling approaches. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 41, n. 9, p. 1996-2004, 2012.

DORNELES, C. K. P. et al. Persistência na lactação para vacas da raça Holandesa criadas no Estado do Rio Grande do Sul via modelos de regressão aleatória. **Ciência Rural**, v. 39, n. 5, p. 1485-1491, 2009.

FARHANGFAR, H.; ROWLINSON, P. Genetic analysis of Wood's lactation curve for Iranian Holstein heifers. **Journal of Biology Sciences**, v. 7, p. 127-135, 2007.

GEBREYOHANNES, G. et al. Variance components and genetic parameters for milk production and lactation pattern in an Ethiopian multibreed dairy cattle



population. **Asian-Australasian Journal of Animal Sciences**, v. 26, n. 9, p. 1237, 2013.

HARDER, I. et al. Lactation curves and model evaluation for feed intake and energy balance in dairy cows. **Journal of Dairy Science**, v. 102, n. 8, p. 7204-7216, 2019.

HERRERA, L. G. G. et al. Estimativas de parâmetros genéticos para produção de leite e persistência da lactação em vacas Gir, aplicando modelos de regressão aleatória. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 37, n. 9, p. 1584-1594, 2008.

HERRERA, L. G. G. Parâmetros genéticos para produção de leite e persistência de lactações múltiplas na raça Gir. **Tese** (Doutorado em genética e melhoramento animal) - Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias – Unesp, Câmpus de Jaboticabal. São Paulo, p. 91. 2013.

JAKOBSEN, J. H. et al. Genetic parameters for milk production and persistency for Danish Holsteins estimated in random regression models using REML. **Journal of Dairy Science**, v. 85, n. 6, p. 1607-1616, 2002.

JAMROZIK, J.; SCHAEFFER, L. R.; DEKKERS, J. C. M. Genetic evaluation of dairy cattle using test day yields and random regression model. **Journal of Dairy Science**, v. 80, n. 6, p. 1217-1226, 1997.

KHORSHIDIE, R. et al. Genetic trends for 305-day milk yield and persistency in Iranian Holsteins. **Livestock Science**, v. 144, n. 3, p. 211-217, 2012.

KOPEC, T. et al. The effect of the calving season on the Wood's model parameters and characteristics of the lactation curve in Czech Fleckvieh cows. **Archives Animal Breeding**, v. 56, n. 1, p. 808-815, 2013.

MANDAL, A. et al. Estimation of variance components and genetic parameters for lactation persistency indices in crossbred cattle using Bayesian and REML methods. **Meta Gene**, v. 26, p. 100780, 2020.

MIRANDA, J. C. et al. Estimation of Genetic Parameters for Peak Yield, Yield and Persistency Traits in Murciano-Granadina Goats Using Multi-Traits Models. **Animals**, v. 9, n. 7, p. 411, 2019.

MISZTAL, I. et al. Manual for BLUPF90 family of programs. p. 125, 2015.

MOREIRA, R. P. et al. Evaluation of genotype by environment interactions on milk production traits of Holstein cows in southern Brazil. **Asian-Australasian Journal of Animal Sciences**, v. 32, n. 4, p. 459, 2019.

MUIR, B. L.; FATEHI, J.; SCHAEFFER, L. R. Genetic relationships between persistency and reproductive performance in first-lactation Canadian Holsteins. **Journal of Dairy Science**, v. 87, n. 9, p. 3029-3037, 2004.

OTWINOWSKA-MINDUR, A.; PTAK, E. Factors affecting the shape of lactation curves in Polish Holstein-Friesian cows. **Animal Science Papers & Reports**, v. 34, n. 4, 2016.

PADILHA, A. H. et al. Genetic trends and genetic correlations between 305-day milk yield, persistency and somatic cell score of Holstein cows in Brazil using random regression model. **Animal Production Science**, v. 59, n. 2, p. 207-215, 2019.

PEREIRA, R. J. et al. Milk yield persistency in Brazilian Gyr cattle based on a random regression model. **Genetics and Molecular Research**, p. 1599-1609, 2012.

PEREIRA, R. J. et al. Test-day or 305-day milk yield for genetic evaluation of Gir cattle. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v. 54, 2019.

REKAYA, R.; WEIGEL, K. A.; GIANOLA, D. Hierarchical nonlinear model for persistency of milk yield in the first three lactations of Holsteins. **Livestock Production Science**, v. 68, n. 2-3, p. 181-187, 2001.

ROMANO, G. S. et al. Genetic parameters between somatic cell score and production traits for Holstein cattle in Southern Brazil. **Revista Colombiana de Ciencias Pecuarias**, v. 33, n. 1, 2020.

SAGHANEZHAD, F. et al. Estimation of genetic parameters for lactation curve traits in Holstein Dairy Cows in Iran. **Iranian Journal of Applied Animal Science**, v. 7, n. 4, p. 559-566, 2017.

SAS Institute Inc. 2018. *SAS/SAT® 9.4 User's Guide*. Cary, NC: SAS Institute Inc.

SHOKRI-SANGARI, F. et al. Genetic parameters for milk yield and lactation persistency in the three first parities of Iranian Holstein cows. **Revista Colombiana de Ciencias Pecuarias**, v. 32, n. 2, p. 100-106, 2019.

SOUMRI, N. et al. Genetic parameters of somatic cell scores using random regression test-day models with Legendre polynomials in Tunisian dairy cattle. **Livestock Science**, v. 241, p. 104178, 2020.

TORSHIZI, M. E. Effects of season and age at first calving on genetic and phenotypic characteristics of lactation curve parameters in Holstein cows. **Journal of Animal Science and Technology**, v. 58, n. 1, p. 8, 2016.

TSURUTA, S. et al. Genotype by environment interactions on culling rates and 305-day milk yield of Holstein cows in 3 US regions. **Journal of Dairy Science**, v. 98, n. 8, p. 5796-5805, 2015.

WASIKE, C. B.; KAH, A. K.; PETERS, K. J. Genetic relationship between lactation curve traits in the first three parities of dairy cattle. **South African Journal of Animal Science**, v. 44, n. 3, p. 245-253, 2014.

WOOD, P. D. P. Algebraic model of the lactation curve in cattle. **Nature**, v. 216, n. 5111, p. 164-165, 1967.

VARONA, L. et al. Bayesian analysis of Wood's lactation curve for Spanish dairy cows. **Journal of Dairy Science**, v. 81, n. 5, p. 1469-1478, 1998.

YAMAZAKI, T. et al. Genetic correlations among fertility traits and lactation persistency within and across Holstein herds with different milk production during the first three lactations. **Livestock Science**, v. 219, p. 97-103, 2019.

YAMAZAKI, T. et al. Genetic correlations between milk production traits and somatic cell scores on test day within and across first and second lactations in Holstein cows. **Livestock Science**, v. 152, n. 2-3, p. 120-126, 2013.

YILMAZ, I. et al. Estimates of genetic parameters for lactation shape parameters with multivariate statistical technique in Brown Swiss cattle. **International journal of agriculture and biology**, v. 13, n. 2, 2011.

## **6 CAPÍTULO IV – ASSOCIAÇÃO GENÉTICA ENTRE A PRODUÇÃO DE LEITE E FERTILIDADE EM VACAS HOLANDESAS**

### **Introdução**

O melhoramento genético tem sido uma importante ferramenta para incrementar os índices produtivos dos rebanhos leiteiros. Entretanto, nos últimos anos, a principal ênfase de seleção nos rebanhos leiteiros tem sido para o aumento da produção de leite, gordura e proteína. Esse processo, porém, resultou no declínio do desempenho das vacas em outras características. Um dos exemplos mais relevantes das consequências desfavoráveis da intensa seleção para as características de produção tem sido a redução da fertilidade (LIMA et al., 2020).

A baixa eficiência reprodutiva é conhecida como a principal razão para o descarte de vacas na atividade leiteira e tem, conseqüentemente, um efeito negativo no desempenho produtivo (ZADEH, 2019). Adicionalmente, tem um impacto econômico na lucratividade da fazenda, podendo promover perdas econômicas devido ao custo com o tratamento de vacas clinicamente doentes, produção de leite perdida e aumento de intervalos de partos. Assim, as características de fertilidade foram incorporadas aos índices de seleção em programas de melhoramento genético de muitos países, para ajudar os produtores de leite a melhorarem a fertilidade de seus rebanhos (COLE e VANRADEN, 2018).

Embora o ganho genético para as características de fertilidade por meio da seleção direta seja lento e demorado, devido às baixas herdabilidade (CESARANI et al., 2020), é incontestável a relevância econômica de sua inclusão como critério de seleção. Porém, a seleção direta torna-se difícil de ser realizada, portanto, uma alternativa é a seleção indireta.

Dado que o entendimento da relação genética entre as características de fertilidade e produção de leite no dia do controle em diferentes sistemas de produção pode ser usado como uma ferramenta de manejo para otimizar o melhoramento genético da produção de leite e eficiência reprodutiva (WAHINYA et al., 2020). Neste sentido, Buaban et al. (2016) avaliando rebanhos de vacas leiteiras na Tailândia, encontram uma correlação genética desfavorável entre a produção de leite no controle leiteiro e as características de fertilidade, e concluíram que a seleção para aumento da produção de leite, especialmente no início da lactação, está associada a períodos mais longos de serviço e intervalo de partos.

Apesar da importância dessas características, os trabalhos avaliando simultaneamente a produção de leite e características de fertilidade são escassos. Sendo assim, o objetivo deste estudo foi estimar a associação genética entre a produção de leite e características de fertilidade em vacas primíparas da raça Holandesa.

## **Material e Métodos**

Foram utilizados dados do serviço de controle leiteiro da Associação Paranaense de Criadores de Bovinos da Raça Holandesa (APCBRH), com sede em Curitiba – PR, compreendendo dados das lactações do período de 2010 à 2017, pertencentes a 343 rebanhos, localizados na região Sul do Brasil. Foram considerados dados da produção de leite no dia do controle leiteiro (PLDC) de vacas de primeira lactação, com idade ao parto variando de 18 a 43 meses, controladas do 5º dia após o parto até o 305º dia de lactação.

As PLDC foram agrupadas em classes quinzenais de dias em lactação, totalizando 20 classes durante a lactação, da seguinte maneira: 5 a 20 dias, 21 a 35 dias, 36 a 50 dias, e assim sucessivamente, até os 305 dias (Figura 1). As características de fertilidade estudadas foram: período do parto até a primeira cobertura (PP1C), definido como o número de dias entre o parto e a primeira inseminação, período de serviço (PS), definido como o número de dias entre o parto e a última inseminação e intervalo de partos (IP), definido como o número de dias entre dois partos consecutivos.

Inicialmente foram realizadas análises de controle de qualidade dos dados. Foram excluídas informações de rebanhos com menos de 10 animais, vacas com menos de 5 controles leiteiros durante a lactação, vacas cujo primeiro controle leiteiro foi realizado posteriormente a 45 dias em relação ao parto, vacas com produção diária de leite inferior a 5 kg ou superior a 80 kg/dia. Além disso, foram mantidas no arquivo apenas informações de vacas que foram ordenhadas duas ou três vezes por dia.

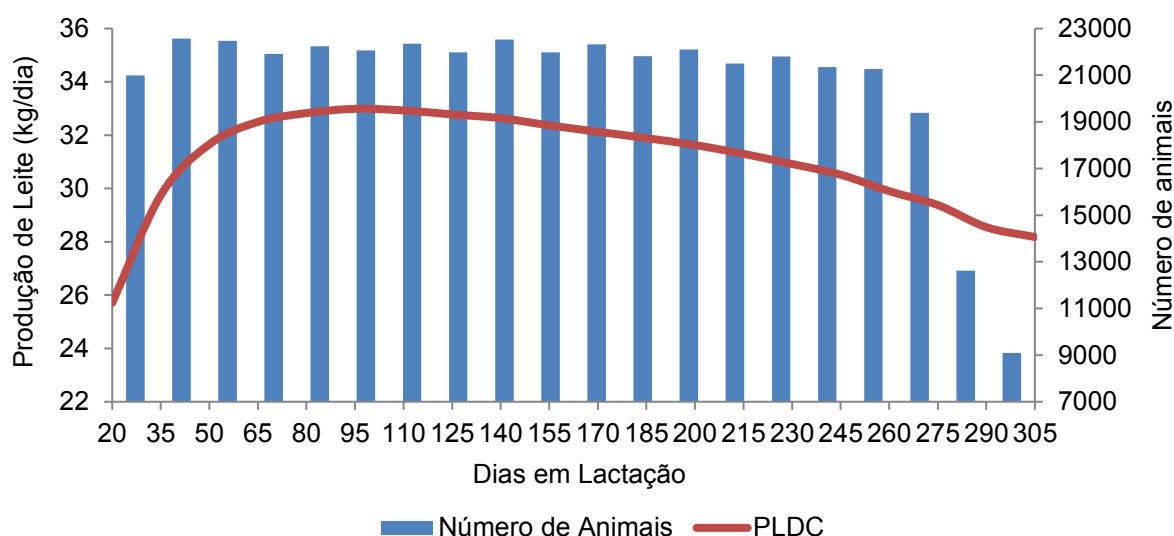


Figura 1 - Número de animais e média de produção de leite no controle leiteiro (PLDC) de acordo com os dias em lactação (classes quinzenais).

O grupo de contemporâneas (GC) para a característica PLDC foi definido como rebanho, ano e mês de controle leiteiro, sendo eliminadas das análises produções superiores ou inferiores a 3,5 desvios padrão dentro do GC, além de GC com menos de 3 vacas. Além disso, os registros de PLDC foram distribuídos em subclasses formados por Rebanho - Ano de Parto, cada subclasse contendo pelo menos cinco animais. Para as características de fertilidade o GC foi definido por rebanho, ano e mês de parto, também sendo eliminadas das análises valores superiores ou inferiores a 3,5 desvios padrão dentro do GC e mantendo pelo menos 3 informações por GC. As estatísticas descritivas dos dados estudados foram apresentadas na Tabela 1

Tabela 1. Estatísticas descritivas das características de produção e de fertilidade de vacas Holandesas

Características	Animais	Média $\pm$ DP	Mínimo	Máximo	GC
PLDC	47.215	31,20 $\pm$ 7,42	5	76	17.010
PP1C	26.885	93,95 $\pm$ 46,97	20	360	4.616
PS	27.031	143,22 $\pm$ 80,29	23	400	4.632
IP	28.563	421,33 $\pm$ 81,17	300	680	4.820

PLDC = Produção de Leite no Controle Leiteiro; PP1C = Período do Parto até a 1ª Cobertura; PS = Período de Serviço; IP = Intervalo de partos; DP = Desvio Padrão; GC = Grupo de Contemporâneo

Foi realizada uma análise bicaracterística entre a PLDC com cada uma das características de fertilidade (PP1C, PS e IP), embora as características de fertilidade sejam pontuais, o modelo de regressão aleatória foi aplicado tanto para modelar os efeitos para a PLDC quanto para as características de fertilidade. O modelo de regressão aleatória utilizado pode ser descrito como, descrito a seguir:

$$y_{ijkl} = GC_i + FC_j + \sum_{m=1}^4 RA_{km} \Phi_m(d) + \sum_{m=1}^4 \alpha_{lm} \Phi_m(d) + \sum_{m=1}^4 \rho_{lm} \Phi_m(d) + E_{ijkl}$$

em que:  $y_{ijklmn}$  é o valor observado da característica;  $GC_i$  é o efeito fixo do  $i$ -ésimo grupo contemporâneo,  $FC_{kl}$  é o efeito fixo do  $j$ -ésima frequência de ordenha (2 ou 3 vezes) aninhado na classe de dias de lactação (20 classes);  $RA_{km}$  é o  $m$ -ésimo coeficiente de regressão (efeito fixo) específico para a  $k$ -ésima subclasse de rebanho – ano de parto;  $\alpha_{lm}$  e  $\rho_{lm}$  são os  $m$ -ésimos coeficientes de regressão para os efeitos aleatórios genético-aditivo e de ambiente permanente da vaca  $l$ , respectivamente,  $\Phi_m(d)$  é o  $m$ -ésimo polinômio ortogonal de Legendre correspondente ao dia  $d$  da lactação e  $E_{ijkl}$  é o erro aleatório associado à observação. Para as regressões foram utilizados polinômios de Legendre de ordem 4 (cúbicos). A estrutura de variâncias residuais para a PLDC foi considerada homogênea durante a lactação.

Para as características de fertilidade (PP1C, IP e PS), o modelo animal utilizado incluiu os efeitos sistemáticos de grupo contemporâneo (constituído por rebanho-ano-mês do parto), idade da vaca ao parto (efeitos linear e quadrático) e os efeitos aleatórios genético-aditivo e resíduo.

A descrição do modelo de regressão aleatória bivariado para PLDC e Fertilidade foi:

$$\begin{bmatrix} Y_{PLDC} \\ Y_{FER} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_{PLDC} & 0 \\ 0 & X_{FER} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{PLDC} \\ b_{FER} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} Z_{a_{PLDC}} & 0 \\ 0 & Z_{a_{FER}} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{PLDC} \\ a_{FER} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} Z_{p_{PLDC}} & 0 \\ 0 & Z_{p_{FER}} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} p_{PLDC} \\ p_{FER} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{PLDC} \\ e_{FER} \end{bmatrix}$$

onde  $Y_{PLDC}$  e  $Y_{FER}$  são vetores de observações da PLDC e as características de fertilidade, respectivamente;  $b_{PLDC}$  e  $b_{FER}$  são vetores de efeitos sistemáticos;  $a_{PLDC}$  e  $a_{FER}$  são vetores de coeficientes de regressão aleatória de efeitos de AG para todos os animais no pedigree;  $p_{PLDC}$  e  $p_{FER}$  são vetores de coeficientes de regressão aleatória do efeito PE para todos os animais com registros;  $e_{PLDC}$  e  $e_{FER}$  são vetores de efeitos residuais aleatórios e  $X_{PLDC}, X_{FER}, Z_{a_{PLDC}}, Z_{a_{FER}}, Z_{p_{PLDC}}$  e  $Z_{p_{FER}}$  são as matrizes de incidência correspondentes.

A estrutura de covariância para modelos foi definida como:

$$\text{Var} \begin{bmatrix} a \\ p \\ e \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} Ka \otimes A & 0 & 0 \\ 0 & Kb \otimes I & 0 \\ 0 & 0 & R \otimes I \end{bmatrix}$$

A é a matriz de parentesco,  $\otimes$  é o produto de Kroeneker entre as matrizes, I é a matriz Identidade; Ka e Kb são matrizes de (co)variâncias entre os coeficientes de regressão aleatórios genético-aditivo e de ambiente permanente, respectivamente; e R é a matriz de covariância residual  $2 \times 2$ . Para a análise bivariada de PLDC e características de fertilidade, Ka e Kb são matrizes  $5 \times 5$  de (co)variâncias entre os coeficientes de regressão aleatórios genético-aditivo e de ambiente permanente, respectivamente.

As estimações dos componentes de (co) variâncias e predição dos parâmetros genéticos foram realizadas por meio de inferência Bayesiana, utilizando-se o programa GIBBS2F90 (MISZTAL et al., 2015). Para cada uma das análises bicaracterística foram originadas cadeias amostrais com comprimento de 500.000 ciclos, com descarte inicial (burn-in) de 50.000 amostras e intervalo de armazenamento (thin) de 20 amostras, originando 22.500 amostras que foram utilizadas para se fazer as inferências. A convergência foi verificada por inspeção gráfica das amostras x interações.

A variância genética e de ambiente permanente diária da característica PLDC no tempo  $d_i$  pode ser escrita como:

$$\hat{\sigma}_a^2(d_i) = \phi' r(d_i) K_a \phi r(d_i); \hat{\sigma}_{vp}^2(d_i) = \phi' r(d_i) K_b \phi r(d_i)$$

Ka e Kb foram as matrizes de (co) variância dos coeficientes de regressão aleatória para efeito genético aditivo e ambiente permanente, respectivamente.  $\Phi r(d_i)$  foi  $1 \times 4$  dos coeficientes da função dos polinômios de Legendre em  $d_i$  para PLDC.  $\Phi r(d_i)$  para as características de fertilidade era o vetor de um.

A Herdabilidade da característica em qualquer momento  $d_i$  ao longo da lactação; foi estimado como:

$$h_{(d_i)}^2 = \frac{\hat{\sigma}_a^2(d_i)}{\hat{\sigma}_a^2(d_i) + \hat{\sigma}_{vp}^2(d_i) + \hat{\sigma}_e^2(d_i)}$$

A correlação genética entre um dia controle leiteiro e as características de fertilidade foi estimada como:

$$r_g(d_i) = \frac{\phi' r(d_i) K_a R_{GP,FER} 1}{\sqrt{\sigma_{a_{PLDC}}^2(ij) * \sigma_{a_{FER}}^2(ij)}}$$



onde 1 é um vetor de uns,  $K_{a_{PLDC}, fer}$  são coeficientes de regressão aleatória da covariância genética entre a PLDC e as características de fertilidade,  $\sigma_{a_{PLDC}}^2$  e  $\sigma_{a_{FER}}^2$  são as variâncias genética da PLDC e as características de fertilidade, respectivamente.

## Resultados e Discussão

As estimativas dos componentes de variâncias genética, residual e fenotípica, bem como os coeficientes de herdabilidade para as características de fertilidade são apresentadas na Tabela 2. Observa-se que a variância ambiental ( $\sigma^2_r$ ) foi responsável por grande parte da variabilidade total das características, sendo 95,76, 93,27 e 96,21% da variação total para as características período do parto até a 1ª cobertura (PP1C), Período de serviço (PS) e Intervalo de partos (IP), respectivamente.

Tabela 2. Estimativas de componentes de variância e herdabilidade para as características de fertilidade

Características	$\sigma^2_a$	$\sigma^2_r$	$\sigma^2_p$	$h^2_a$
PP1C	68,194	1542,95	1611,14	0,04
PS	401,73	5570,19	5971,92	0,07
IP	234,85	5962,41	6197,26	0,04

$\sigma^2_a$  – variância genética aditiva;  $\sigma^2_r$  – variância residual;  $\sigma^2_p$  – variância fenotípica;  $h^2_a$  – Herdabilidade; PP1C = Período do Parto até a 1ª Cobertura; PS = Período de Serviço; IP = Intervalo de partos.

As estimativas de herdabilidade para as características de fertilidade (PP1C, PS e IP) foram de baixa magnitude (Tabela 2), mostrando grande influência de fatores não genéticos na expressão dessas características, consequentemente, indicando que a possibilidade de ganho genético será pequeno a cada geração de seleção, e que mudanças nos fatores ambientais (técnicas de identificação de cio, treinamento na prática de inseminação e manejo do rebanho) podem promover melhorias mais significativas nessas características.

Em geral, as estimativas de herdabilidade para as características de fertilidade foram semelhantes às aquelas reportadas na literatura em estudos realizados em diversos países com animais da raça Holandesa. Para PP1C, Tarekegn et al. (2019) que estimaram herdabilidade de 0,04 (0,00) na Suécia e Alves et al. (2020) estimaram herdabilidade de  $0,05 \pm 0,02$  em rebanhos do Canadá. Em relação ao IP, Almeida et

al. (2017) estimaram valores de herdabilidade de  $0,03 \pm 0,01$  no Brasil e Chegini et al. (2019) no Irã estimaram  $0,04 \pm 0,01$ . Por fim, para a característica PS, Aba et al. (2009) estimaram herdabilidade de  $0,074 \pm 0,005$  no Japão e Aliloo et al. (2016) estimaram  $0,09 \pm 0,121$  na Austrália.

Ali et al. (2019) relatam que as características de fertilidade, PS e IP, são cruciais para determinar a eficiência reprodutiva do rebanho e ambas são bastante influenciadas por vários fatores ambientais como a falha na detecção de cio, uso do sêmen de baixa qualidade e habilidades dos inseminadores. Os autores propuseram que tais características poderiam ser melhoradas através do manejo eficiente do rebanho.

As variâncias de ambiente permanente apresentam um declínio até os dois meses de lactação (60 dias), a partir daí permanecem aproximadamente constantes até aos 260 dias, quando há uma tendência de aumento (Figura 2). Desta forma, apresentando maiores valores no início e no final da lactação, este comportamento das variâncias foi semelhante aos reportados por Bignardi et al. (2011) em gado Holandês. De certa forma é comum encontrar maiores estimativas de variância ambiental permanente no início e no final da lactação (BIASSUS et al., 2011). A alta variância do ambiente permanente no início e no final da lactação no sistema de alta produção é provavelmente exagerada e um artefato do modelo de regressão aleatório ajustado, porque pequenos números de registros estão disponíveis nos extremos (WAHINYA et al., 2020).

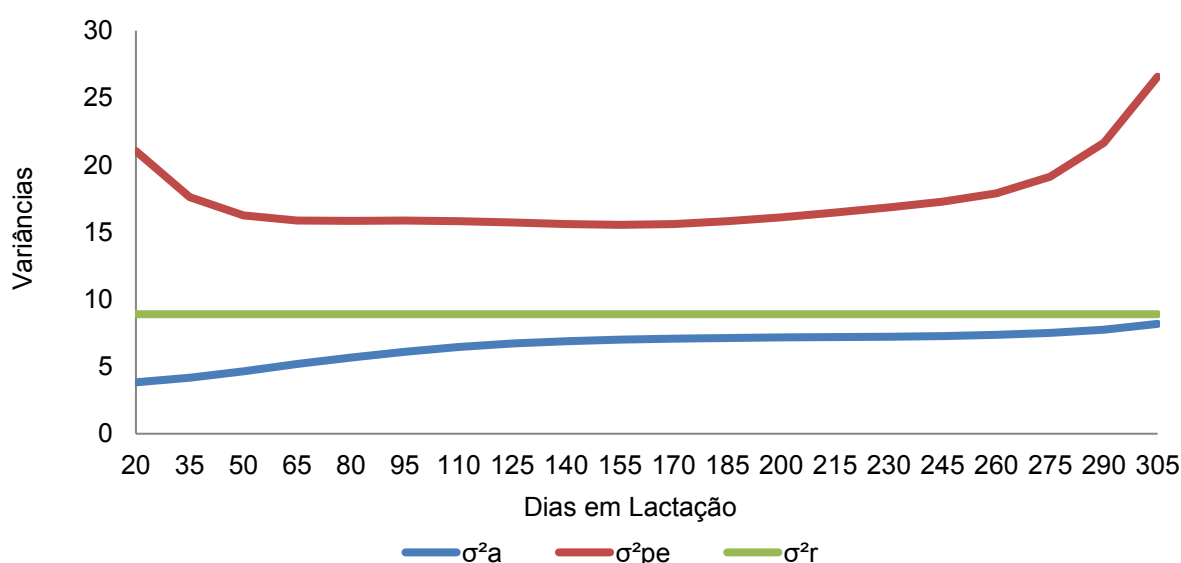


Figura 2. Estimativas das variâncias genética ( $\sigma^2_a$ ), ambiente permanente ( $\sigma^2_{pe}$ ) e residual ( $\sigma^2_e$ ) para produção de leite no dia de controle (PLDC) em função dos dias em lactação (classes quinzenais) em vacas da raça Holandesa

Percebe-se que ao longo da lactação a estimativa de variância de ambiente permanente foi o efeito mais relevante para a produção de leite e foram consistentemente maiores que as variâncias residual e genética, comportamento semelhante foi reportado por Azevedo Junior et al. (2018) em estudo com vacas da raça Holandesa no Brasil. Os autores justificam que este efeito em primíparas, pode estar associado a problemas que ocorreram durante o crescimento ou durante o período pré-púbere.

Por outro lado, as variâncias genéticas foram menores no início da lactação e foram aumentando gradualmente conforme aumentava os dias de lactação, além disso, estas estimativas foram frequentemente menores do que as estimativas de variâncias residuais ao longo da lactação. No entanto, tendências semelhantes a este estudo foram relatadas por Dornelles et al. (2009), usando modelos de regressão aleatória com variâncias residuais homogêneas em bovinos da raça Holandesa no Brasil, que relataram menores estimativas de variâncias genéticas no início do que no final da lactação.

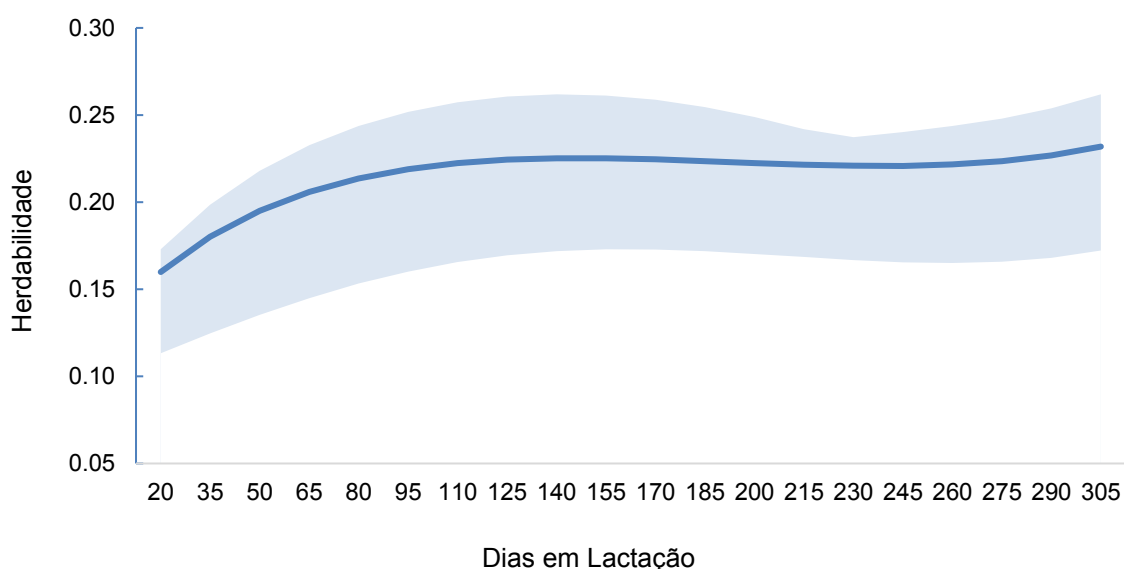


Figura 3. Média (linha coloridas) e intervalos de credibilidade de 95% (área sombreada – colorida) *a posteriori* para as estimativas de herdabilidade ( $h^2a$ ) para produção de leite no dia de controle (PLDC) em função dos dias em lactação (classes quinzenais) em vacas da raça Holandesa

As herdabilidades variaram de 0,16 a 0,23 e apresentaram valores crescentes até final de lactação (Figura 3). O aumento no valor das estimativas de herdabilidade que foi observado é resultado do aumento da variância genética e da redução do efeito

de ambiente permanente neste período. Ademais, percebe-se que as estimativas de herdabilidade no início da lactação foram de baixa magnitude, o que significa que há grande influência do ambiente atuando sobre a produção de leite nesta fase. Este comportamento também foi observado por outros autores em estudos com vacas Holandesas no Brasil (ARAÚJO et al., 2006; DORNELLES et al., 2009) e na Etiópia (MESERET et al., 2015).

Por outro lado, percebe-se que no momento do pico (95 dias) de lactação há uma estimativa de herdabilidade moderada (0,22), que se mantém até o final da lactação, o que indica oportunidade de ganho genético por intermédio de seleção. Naderi (2018) relatou estimativas de herdabilidade para PLDC variando de 0,11 a 0,22 em vacas Holandesa no Irã, que são próximos aos valores encontrados neste estudo, porém nossos resultados são inferiores aos relatados (0,21 a 0,60) por Wahinya et al. (2020) em vacas de alta produção no Quênia.

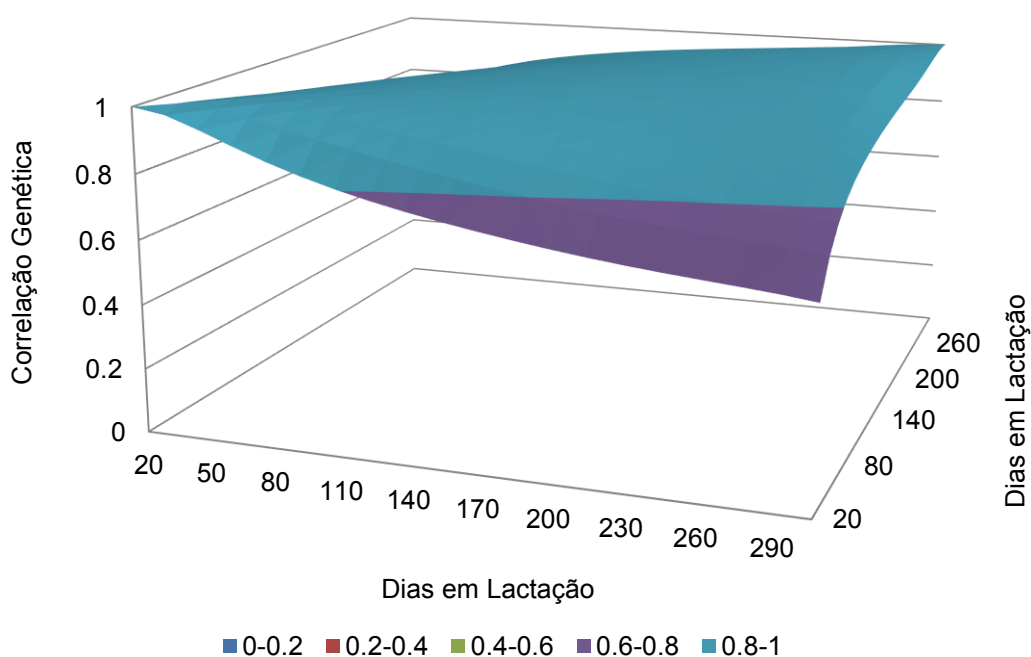


Figura 4. Estimativas das correlações genéticas entre PLDC em função dos dias em lactação (classes quinzenais) em vacas da raça Holandesa

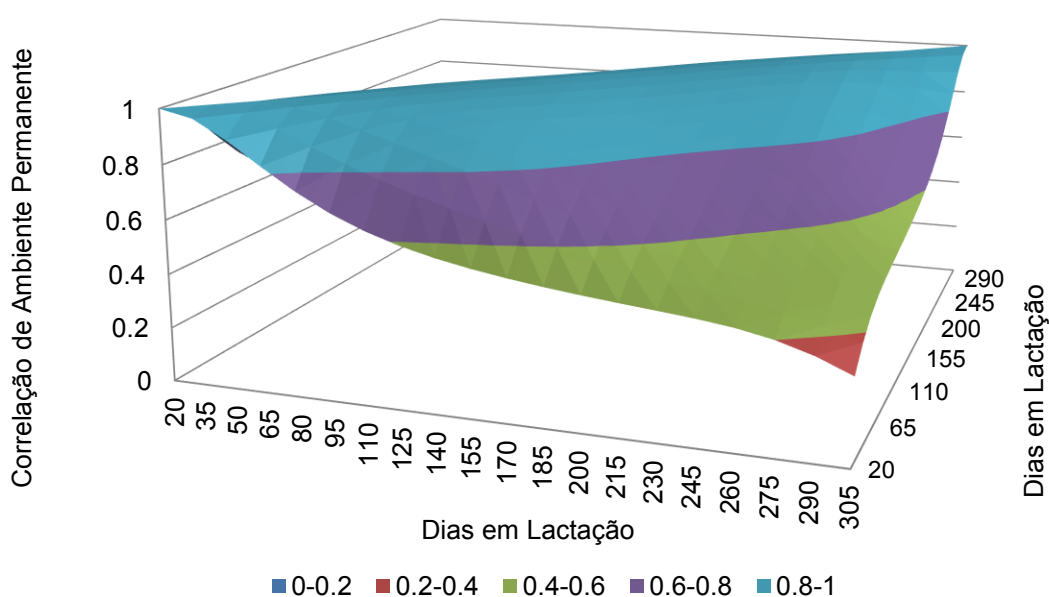


Figura 5. Estimativas das correlações de ambiente permanente entre PLDC em função dos dias em lactação (classes quinzenais) em vacas da raça Holandesa

As estimativas de correlações genéticas entre as PLDC variaram de 0,60 a 0,98 (Figura 4) e as de ambiente permanente variaram de 0,31 a 0,97 (Figura 5). Em geral todas as correlações foram positivas e foi observado um padrão semelhante na variação destas correlações, com maiores estimativas para PLDC mais próximas, e menores quando houve distanciamento entre os controles leiteiros. Esses resultados sugerem que seleção para aumentar a produção de leite em determinado estágio da lactação tem um efeito positivo na produção de leite nas outras partes da lactação. Resultados semelhantes foi reportado em gado Holandês no Brasil (DORNELLES et al., 2009), Irã (KHEIRABADI et al., 2014) e em gado leiteiro na Tailândia (BUABAN et al., 2020).

As correlações genéticas foram mais fortes quando comparada com as correlações de efeito de ambiente permanente, padrão semelhante foi reportado por Padilha et al. (2019) em vacas Holandesas no Brasil, usando modelo de regressão aleatória que estimaram valores de 0,50 a 1,00 (correlações genéticas) e 0,24 a 0,99 (correlações de ambiente permanente).

Observou-se que as correlações genéticas estimadas entre a produção de leite no controle leiteiro (PLDC) e as características de fertilidade (Figura 6) apresentaram um padrão semelhante ao longo da curva de lactação, com exceção correlação genética entre PLDC e Período do Parto a 1ª cobertura (PP1C), que no início da lactação o valor foi negativo e próximo de zero (-0,03), porém, aumentou

gradualmente para 0,36. No entanto, a maioria as correlações foram positivas, variando de -0,03 a 0,36 para PLDC e Período do Parto a 1ª cobertura (PP1C), 0,13 a 0,40 entre a PLDC e Período de Serviço (PS) e de 0,19 a 0,43 entre a PLDC e Intervalo de partos (IP).

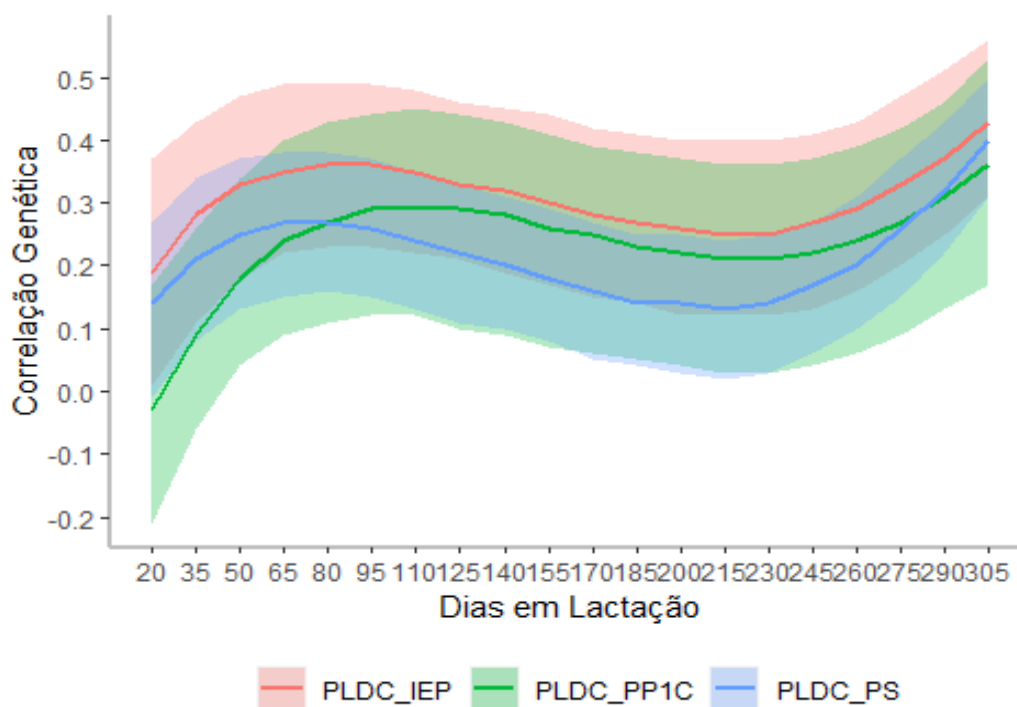


Figura 6. Médias (linhas coloridas) e intervalos de credibilidade de 95% (área sombreada – coloridas) *a posteriori* para as estimativas de correlações genético-aditivas entre a PLDC e as características de Fertilidade em vacas Holandesas de primeira lactação

Em geral, os valores das correlações genéticas foram moderados e desfavoráveis entre a PLDC e as características de fertilidade (PP1C, PS e IP), sugerindo que a seleção para o aumento da produção de leite, especialmente em torno do pico de lactação e no final da lactação, resultaria em um período (em dias) mais longos do momento do parto até a primeira inseminação (PP1C), do parto à concepção (PS) e um maior intervalo de partos (IP). Consequentemente, aumentaria o intervalo de gerações e reduziria o progresso genético, desta forma, não sendo muito plausível para os produtores, pois como resultado a lactação será prolongada e o parto ocorrerá fora do intervalo (365 dias/ 1 ano) desejado.

De modo geral, os resultados encontrados aqui estão de acordo com os obtidos por Buaban et al. (2016), que usando modelos de regressão aleatória com polinômios de Legendre em vacas leiteiras da Tailândia, encontraram correlações desfavoráveis entre a PLDC e as características de fertilidade (PP1C, PS e IP) durante

a lactação, e indicaram que a que a seleção para aumento da produção de leite está associada a PP1C, PS e IP mais longos.

Portanto, para melhorar o desempenho reprodutivo, é necessário provocar mudanças nas atitudes dos produtores, enfatizando os benefícios econômicos (ABE et al., 2009). De uma maneira geral, os resultados deste estudo apoiam a hipótese de que, em gado leiteiro, a ênfase da seleção genética apenas para produção de leite, têm efeitos prejudiciais a fertilidade das vacas (LIMA et al., 2020).

### **Conclusão**

Os baixos valores para as estimativas de herdabilidade para as características de fertilidade evidenciam a dificuldade na seleção direta para essas características. Para a produção de leite a seleção quando efetuada entre o pico até o final da lactação, promoverá melhor a resposta a seleção, entretanto, esse processo pode acarretar associações positivas e desfavoráveis para as características de fertilidade.

## Referências Bibliográficas

ABE, H.; MASUDA, Y.; SUZUKI, M. Relationships between reproductive traits of heifers and cows and yield traits for Holsteins in Japan. **Journal of Dairy Science**, v. 92, n. 8, p. 4055-4062, 2009.

ALI, I. et al. Heritability estimates and genetic correlations of various production and reproductive traits of different grades of dairy cattle reared under subtropical condition. **Reproduction in Domestic Animals**, v.54, n.7, p.1026-1033, 2019.

ALILLOO, H. et al. Accounting for dominance to improve genomic evaluations of dairy cows for fertility and milk production traits. **Genetics Selection Evolution**, v. 48, n. 1, p. 1-11, 2016.

ALMEIDA, T. P. et al. Genetic associations between reproductive and linear-type traits of Holstein cows in Brazil. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 46, n. 2, p. 91-98, 2017.

ALVES, K. et al. Estimation of additive and non-additive genetic effects for fertility and reproduction traits in North American Holstein cattle using genomic information. **Journal of Animal Breeding and Genetics**, v.137, n.3, p. 316-330, 2020.

ARAÚJO, C. V. et al. Uso de funções ortogonais para descrever a produção de leite no dia de controle por meio de modelos de regressão aleatória. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 35, n. 3, p. 967-974, 2006.

AZEVEDO JUNIOR, J. et al. Adjustment of lactation curves of Holstein cows from herds of Minas Gerais, Brazil. **Journal of Agricultural Science**, v. 10, p. 1-14, 2018.

BIASSUS, I. O. et al. Genetic parameters for production traits in primiparous Holstein cows estimated by random regression models. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 40, n. 1, p. 85-94, 2011.

BIGNARDI, A. B. et al. Random regression models using different functions to model test-day milk yield of Brazilian Holstein cows. **Genetics and Molecular Research**, v. 10, n. 4, p. 3565-3575, 2011.

BUABAN, S. et al. Genetic relationships of fertility traits with test-day milk yield and fat-to-protein ratio in tropical smallholder dairy farms. **Animal Science Journal**, v. 87, n. 5, p. 627-637, 2016.

BUABAN, S. et al. Estimation of genetic parameters and trends for production traits of dairy cattle in Thailand using a multiple-trait multiple-lactation test day model. **Asian-Australasian Journal of Animal Sciences**, v. 33, n. 9, p. 1387, 2020.

CESARANI, A. et al. Variance components using genomic information for 2 functional traits in Italian Simmental cattle: Calving interval and lactation persistency. **Journal of Dairy Science**, v. 103, n. 6, p. 5227-5233, 2020.

CHEGINI, A. et al. Genetic and environmental relationships among milk yield, persistency of milk yield, somatic cell count and calving interval in Holstein cows. **Revista Colombiana de Ciencias Pecuarias**, v. 32, n. 2, p. 81-89, 2019.



COLE, J.B.; VANRADEN, P.M. Symposium review: Possibilities in an age of genomics: The future of selection indices. **Journal of Dairy Science**, v.101, n.4, p.3686-3701, 2018.

DORNELES, C. K. P. et al. Estimação de parâmetros genéticos para produção de leite de vacas da raça Holandesa via regressão aleatória. **Arquivo Brasileiro de Medicina Veterinária e Zootecnia**, v. 61, n. 2, p. 407-412, 2009.

EVANS, R. D. et al. Genetic parameters for production and fertility in spring-calving Irish dairy cattle. **Irish Journal of Agricultural and Food Research**, p. 43-54, 2002.

KHEIRABADI, K. et al. Modeling lactation curves and estimation of genetic parameters in H olstein cows using multiple-trait random regression models. **Animal Science Journal**, v. 85, n. 11, p. 925-934, 2014.

LIMA, F. S. et al. Early genomic prediction of daughter pregnancy rate is associated with improved reproductive performance in Holstein dairy cows. **Journal of Dairy Science**, v. 103, n. 4, p. 3312-3324, 2020.

MESERET, S. et al. Genetic analysis of milk yield in first-lactation Holstein Friesian in Ethiopia: A lactation average vs random regression test-day model analysis. **Asian-Australasian Journal of Animal Sciences**, v. 28, n. 9, p. 1226, 2015.

MISZTAL, I. et al. Manual for BLUPF90 family of programs. p. 125, 2015.

NADERI, Y. Appropriate mathematical models to describe the lactation curves of milk production traits of Iranian Holstein dairy cattle. **Acta Scientiarum. Animal Sciences**, v. 40, 2018.

PADILHA, A. H. et al. Genetic trends and genetic correlations between 305-day milk yield, persistency and somatic cell score of Holstein cows in Brazil using random regression model. **Animal Production Science**, v. 59, n. 2, p. 207-215, 2019.

PUANGDEE, S. et al. Genetic associations between milk fat-to-protein ratio, milk production and fertility in the first two lactations of Thai Holsteins dairy cattle. **Animal Science Journal**, v. 88, n. 5, p. 723-730, 2017.

SAS Institute Inc. 2018. SAS/SAT® 9.4 *User's Guide*. Cary, NC: SAS Institute Inc.

TAREKEGN, G. M. et al. Genetic parameters of endocrine fertility traits based on in-line milk progesterone profiles in Swedish Red and Holstein dairy cows. **Journal of Dairy Science**, v. 102, n. 12, p. 11207-11216, 2019.

WAHINYA, P. K. et al. Genetic parameters for test-day milk yield, lactation persistency, and fertility in low-, medium-, and high-production systems in Kenya. **Journal of Dairy Science**, v. 103, n. 11, p. 10399-10413, 2020.

ZADEH, N. G. H. Comparison of the parameters of the lactation curve between normal and difficult calvings in Iranian Holstein cows. **Spanish Journal of Agricultural Research**, v. 17, n. 1, p. 9, 2019.

## **7 CAPÍTULO V - RELAÇÃO GORDURA:PROTEÍNA, COMO CARACTERÍSTICA INDICADORA DE BALANÇO ENERGÉTICO NEGATIVO, E ASSOCIAÇÕES COM PRODUÇÃO DE LEITE E CARACTERÍSTICAS DE FERTILIDADE EM VACAS HOLANDESAS DE PRIMEIRA LACTAÇÃO**

### **Introdução**

O início da lactação é caracterizado por um período crítico em vacas leiteiras de alta produção, em particular, a maioria apresenta um balanço energético negativo (BEN), pois é o momento de desequilíbrio energético devido a desigualdade entre a ingestão de energia (entrada) e o aumento da necessidade de produção de leite (saída) (BENEDET et al., 2020). E como consequência do BEN intenso, as vacas perdem condição corporal o que pode ser prejudicial à saúde e saúde e fertilidade (NEGUSSIE et al., 2013), dado que o menor desempenho da fertilidade reduz a taxa de ganho genético para características de produção, aumenta os custos de inseminação, o que leva a um maior descarte involuntário e reduz a produção geral de leite por animal (SATHWARA et al., 2020).

Desta forma a utilização de características que indiquem precocemente o BEN excessivo poderá contribuir para a seleção de animais resistentes ou adaptados aos desafios iniciais da lactação e que não sofram tanto neste período. Uma vez que vacas leiteiras que são incapazes de se adaptar ao BEN têm um risco aumentado de desenvolver distúrbios metabólicos, que é um problema comum em fazendas leiteiras e podem levar a perdas econômicas significativas (SOARES et al., 2020).

Tradicionalmente, o balanço de energia em vacas leiteiras é calculado pela medição de todas as entradas (ingestão de ração) e saídas de energia (leite, feto, crescimento), pela aferição do peso e escore de condição corporal (FRIGGENS et al., 2007), e recentemente indicadores baseados na análise de infravermelho médio do leite foram desenvolvidos para determinar o status energético das vacas leiteiras (MEHTIO et al., 2020), porém, esses métodos são de difíceis mensurações em grandes rebanhos leiteiros, além disso, há um custo elevado, precisando de recursos para a serem coletados.

Como alternativa, a relação gordura: proteína do leite (RGP) por ser de fácil obtenção e de baixo custo, tem sido sugerida como indicador apropriado do estado do balanço energético no início da lactação (RANARAJA et al., 2018), além disso visando prever problemas de fertilidade e distúrbios metabólicos (JAMROZIK et al.,

2016) em rebanhos de vacas leiteiras. Por exemplo, produção de RGP  $\geq 1,5$  mostra que as vacas são mais propensas a risco de cetose subclínica, enquanto valores  $<1,0$  pode significar risco de acidose ruminal (GATNER et al., 2016). A fim de investigar e identificar animais com alta produção, mas que sejam adaptados ao BEN, é importante que sejam avaliados os parâmetros genéticos relacionados a este problema.

Satola e Ptak (2019), usando modelos de regressão aleatória em vacas primíparas da raça Holandesa na Polônia, estimaram herdabilidades variando de 0,24 a 0,35 para a RGP, relataram que a mesma é herdável, e que por intermédio da seleção pode ser usada como um importante indicador do balanço energético para minimizar a carga metabólica e melhorar a deficiência de energia no início da lactação. Além disso, os autores supracitados relataram que melhorar a RGP no início da lactação, período crítico para o déficit energético, deve ter efeito positivo na produção de leite.

Dessa forma, torna-se evidente que a característica a RGP tem se mostrado e pode ser útil como uma característica indicadora em programas de melhoramento genético, ademais, pode ser obtida no início da lactação, o que permite uma intervenção iminente sobre esta característica. Embora sejam escassos os trabalhos na literatura que associem a RGP com características de fertilidade, Buaban et al. (2016) avaliando vacas leiteiras por meio de modelos de regressão aleatória, relataram que as características de fertilidade podem ser melhoradas pela seleção genética da RGP se a mesma for herdável e pode ser incorporada aos objetivos de seleção junto com as características de produção em termos de índice de seleção.

Apesar das vantagens demonstradas da seleção destas características, até o momento não há registro na literatura sobre a estimação de parâmetros genéticos para a RGP em rebanhos de vacas Holandesa na América do Sul usando polinômios de Legendre e tampouco sua associação com as características de fertilidade. Sendo assim, o objetivo deste trabalho foi estimar a associação genética entre a relação gordura:proteína, e produção de leite e fertilidade em rebanho de vacas Holandesas, e estimar as curvas de relação gordura:proteína em vacas categorizadas como acidose ruminal e cetose subclínica.

## Material e Métodos

Foram utilizados dados do serviço de controle leiteiro da Associação Paranaense de Criadores de Bovinos da Raça Holandesa (APCBRH), com sede em Curitiba – PR, compreendendo somente vacas que pariram entre 1º de janeiro de 2010 e 22 de setembro de 2019. Foram considerados dados mensais da produção de leite no dia do controle leiteiro (PLDC), porcentagem de gordura e porcentagem de proteína de vacas de primeira lactação, com idade ao parto variando de 18 a 43, controladas do 5º dia após o parto até o 305º dia de lactação. Baseado nas informações dos constituintes do leite (porcentagem de gordura e porcentagem de proteína) foi obtido a Relação Gordura Proteína (RGP), esta foi calculado por uma razão simples entre porcentagem de gordura do leite e porcentagem de proteína do leite.

As RGP foram agrupadas em classes quinzenais de dias em lactação, totalizando 20 classes durante a lactação, da seguinte maneira: 5 a 20 dias, 21 a 35 dias, 36 a 50 dias, e assim sucessivamente, até os 305 dias (Figura 1). Além dessas informações, também nas análises foram utilizadas as características de fertilidade: Período do parto até a primeira cobertura (PP1C), definido como o número de dias entre o parto e a primeira inseminação, Período de serviço (PS), definido como o número de dias entre o parto e a última inseminação e Intervalo de partos (IP), definido como o número de dias entre dois partos consecutivos.

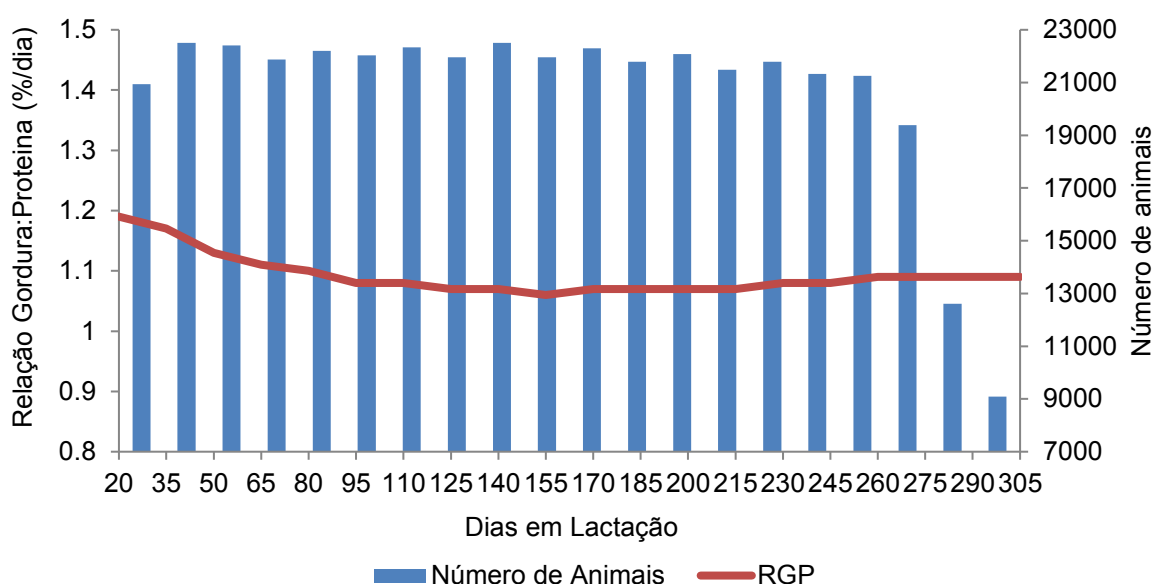


Figura 1 - Número de animais e média de Relação Gordura:Proteína (RGP) em função dos dias em lactação (classes quinzenais) em vacas da raça Holandesa

Inicialmente foram realizadas análises de controle de qualidade dos dados. Foram excluídas informações de rebanhos com menos de 10 animais, vacas com

menos de 5 controles leiteiros durante a lactação, vacas cujo primeiro controle leiteiro foi realizado posteriormente a 45 dias em relação ao parto, vacas com produção diária de leite inferior a 5 kg ou superior a 80 kg/dia, as porcentagens de gordura e proteína foram consistidas em função de inspeção gráfica da frequência de observações, de maneira que variaram entre 0,7% e 9,0% para porcentagem de gordura e 1,7% a 8,0% para porcentagem de proteína. Além disso, foram mantidas apenas vacas que foram ordenhadas duas ou três vezes por dia.

Posteriormente foram avaliados os distúrbios metabólicos usando a RGP do primeiro controle leiteiro após o parto (5 – 45 dias em lactação), vacas de um rebanho que apresentava RGP <1,0 foram categorizadas como vacas propensas a acidose ruminal, enquanto valores de RGP ≥ 1,5 foi usado como indicador de cetose subclínica, conforme Gulinski, 2019.

Destes dois grupos foram estimadas as curvas de relação gordura:proteína usando o modelo Dijkstra (1997), apresentado da seguinte forma:

$$Y = a * \exp^{(b(1 - \exp(-ct))/c) - dt)}$$

Y= relação gordura:proteína (%) no dia do controle leiteiro;

a, b, c e d são parâmetros a serem estimados;

t é o período de tempo (em dias) após o parto em que foi medida a produção de relação gordura: proteína;

exp é o exponencial

Os parâmetros das curvas foram estimados através do método iterativo de Gauss-Newton, utilizando-se o procedimento NLIN do pacote estatístico *Statistical Analysis System* (SAS, 2018).

Ademais, foram realizadas análises de variância utilizando o procedimento GLM do software SAS (9.4, 2018) para determinar a significância dos efeitos fixos a serem incluídos no modelo para estimativa de parâmetros genéticos para RGP, bem como suas correlações com a PLDC e as características de fertilidade.

O grupo de contemporâneas (GC) para as características RGP e PLDC foi definido como rebanho, ano e mês de controle leiteiro, sendo eliminadas das análises produções superiores ou inferiores a 3,5 desvios padrão dentro do grupo de contemporâneas, além de grupos de contemporâneas com menos de 3 informações. Além disso, estas características foram distribuídas em subclasses formados por Rebanho - Ano de Parto, cada subclasse contendo pelo menos cinco animais. Para as características de fertilidade o GC foi definido por rebanho, ano e mês de parto,

sendo eliminadas das análises valores superiores ou inferiores a 3,5 desvios padrão dentro do grupo de contemporâneas e mantendo pelo menos 3 informações por GC. As estatísticas descritivas dos dados estudados são apresentadas na Tabela 1.

Tabela 1. Estatísticas descritivas das características de produção e de fertilidade de vacas Holandesas

Características	Animais	Média ± DP	Mínimo	Máximo	GC
RGP	47.194	1,10 ± 0,21	0,35	1,90	17.012
PLDC	47.215	31,20 ± 7,42	5	76	17.010
PP1C	26.885	93,95 ± 46,97	20	360	4.616
PS	27.031	143,22 ± 80,29	23	400	4.632
IP	28.563	421,33 ± 81,17	300	680	4.820

RGP= Relação Gordura:Proteína; PLDC = Produção de Leite no Controle Leiteiro; PP1C = Período do Parto até a 1ª Cobertura; PS = Período de Serviço; IP = Intervalo de partos; DP = Desvio Padrão; GC = Grupo de Contemporâneo

Foi realizada uma análise bicaracterística entre a RGP com a PLDC e cada uma das características de fertilidade (PP1C, PS e IP), embora as características de fertilidade sejam pontuais, o modelo de regressão aleatória foi aplicado tanto para modelar os efeitos para RGP e PLDC quanto para as características de fertilidade. O modelo de regressão aleatória utilizado pode ser descrito como, descrito a seguir:

$$y_{ijkl} = GC_i + FC_j + \sum_{m=1}^4 RA_{km} \Phi_m(d) + \sum_{m=1}^4 \alpha_{lm} \Phi_m(d) + \sum_{m=1}^4 \rho_{lm} \Phi_m(d) + E_{ijkl}$$

em que:  $y_{ijklmn}$  é o valor observado da característica;  $GC_i$  é o efeito fixo do  $i$ -ésimo grupo contemporâneo,  $FC_{kl}$  é o efeito fixo do  $j$ -ésima frequência de ordenha (2 ou 3 vezes) aninhado na classe de dias de lactação (20 classes);  $RA_{km}$  é o  $m$ -ésimo coeficiente de regressão (efeito fixo) específico para a  $k$ -ésima subclasse de rebanho – ano de parto;  $\alpha_{lm}$  e  $\rho_{lm}$  são os  $m$ -ésimos coeficientes de regressão para os efeitos aleatórios genético-aditivo e de ambiente permanente da vaca  $l$ , respectivamente,  $\Phi_m(d)$  é o  $m$ -ésimo polinômio ortogonal de Legendre correspondente ao dia  $d$  da lactação e  $E_{ijkl}$  é o erro aleatório associado à observação. Para as regressões foram utilizados polinômios de Legendre de ordem 4 (cúbicos). A estrutura de variâncias residuais para RGP e PLDC foi considerada homogênea durante a lactação.

Para as características de fertilidade (PP1C, IP e PS), o modelo animal utilizado incluiu os efeitos sistemáticos de grupo contemporâneo (constituído por rebanho-ano-mês do parto), idade da vaca ao parto (efeitos linear e quadrático) e os efeitos aleatórios genético-aditivo e resíduo.

A descrição do modelo de regressão aleatória bivariado para RGP e Fertilidade foi:

$$\begin{bmatrix} Y_{RGP} \\ Y_{FER} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_{RGP} & 0 \\ 0 & X_{FER} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{RGP} \\ b_{FER} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} Z_{aRGP} & 0 \\ 0 & Z_{aFER} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{RGP} \\ a_{FER} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} Z_{pRGP} & 0 \\ 0 & Z_{pFER} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} p_{RGP} \\ p_{FER} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{RGP} \\ e_{FER} \end{bmatrix}$$

onde  $Y_{RGP}$  e  $Y_{FER}$  são vetores de observações da RGP e as características de fertilidade, respectivamente;  $b_{RGP}$  e  $b_{FER}$  são vetores de efeitos sistemáticos;  $a_{PLDC}$  e  $a_{FER}$  são vetores de coeficientes de regressão aleatória de efeitos de AG para todos os animais no pedigree;  $p_{RGP}$  e  $p_{FER}$  são vetores de coeficientes de regressão aleatória do efeito PE para todos os animais com registros;  $e_{RGP}$  e  $e_{FER}$  são vetores de efeitos residuais aleatórios e  $X_{RGP}, X_{FER}, Z_{aRGP}, Z_{aFER}, Z_{pRGP}$  e  $Z_{pFER}$  são as matrizes de incidência correspondentes. Este mesmo modelo foi utilizado na bivariada entre RGP e PLDC.

A estrutura de covariância para modelos foi definida como:

$$\text{Var} \begin{bmatrix} a \\ p \\ e \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} Ka \otimes A & 0 & 0 \\ 0 & Kb \otimes I & 0 \\ 0 & 0 & R \otimes I \end{bmatrix}$$

A é a matriz de parentesco,  $\otimes$  é o produto de Kroeneker entre as matrizes, I é a matriz Identidade; Ka e Kb são matrizes de (co)variâncias entre os coeficientes de regressão aleatórios genético-aditivo e de ambiente permanente, respectivamente; e R é a matriz de covariância residual  $2 \times 2$ . Para a análise bivariada da RGP e características de fertilidade, Ka e Kb são matrizes  $5 \times 5$  de (co)variâncias entre os coeficientes de regressão aleatórios genético-aditivo e de ambiente permanente, respectivamente. Já Para a análise bivariada entre RGP e PLDC, Ka e Kb são matrizes  $4 \times 4$ .

As estimações dos componentes de (co) variâncias e predição dos parâmetros genéticos foram realizadas por meio de inferência Bayesiana, utilizando-se o programa GIBBS2F90 (MISZTAL et al., 2015). Para cada uma das análises bicaracterística foram originadas cadeias amostrais com comprimento de 500.000 ciclos, com descarte inicial (burn-in) de 50.000 amostras e intervalo de armazenamento (thin) de 20 amostras, originando 22.500 amostras que foram utilizadas para se fazer as inferências. A convergência foi verificada por inspeção gráfica das amostras x interações.

A variância genética e de ambiente permanente diária da característica RGP no tempo  $d_i$  pode ser escrita como:

$$\hat{\sigma}_a^2(d_i) = \phi' r(d_i) K a \phi r(d_i); \hat{\sigma}_{vp}^2(d_i) = \phi' r(d_i) K b \phi r(d_i)$$

Ka e Kb foram as matrizes de (co) variância dos coeficientes de regressão aleatória para efeito genético aditivo e ambiente permanente, respectivamente.  $\Phi_n(i)$  foi  $1 \times 4$  dos coeficientes da função dos polinômios de Legendre em  $d_i$  para RGP.  $\Phi_n(i)$  para as características de fertilidade era o vetor de um.

A Herdabilidade da característica em qualquer momento  $d_i$  ao longo da lactação; foi estimado como:

$$h^2_{(di)} = \frac{\hat{\sigma}_a^2(di)}{\hat{\sigma}_a^2(di) + \hat{\sigma}_{vp}^2(di) + \hat{\sigma}_e^2(di)}$$

A correlação genética entre um dia controle leiteiro e as características de fertilidade foi estimada como:

$$r_g(di) = \frac{\phi'(di)Ka_{RGP,FER}1}{\sqrt{\sigma_{aRGP}^2(ij) * \sigma_{aFER}^2(ij)}}$$

onde 1 é um vetor de uns,  $Ka_{rgp, fer}$  são coeficientes de regressão aleatória da covariância genética entre a RGP e as características de fertilidade,  $\sigma_{aRGP}^2$  e  $\sigma_{aFER}^2$  são as variâncias genética da RGP e as características de fertilidade, respectivamente.

## Resultados e Discussão

O início da lactação de vacas de alta produção é caracterizado por um balanço energético negativo (BEN), onde o animal é incapaz de consumir a quantidade de energia suficiente para atender as exigências da lactação. De acordo com Heuer et al. (1999), durante o BEN o teor de gordura do leite tende a aumentar e o de proteína a diminuir, o que faz da RGP uma ótima ferramenta para detectar o BEN e distúrbios metabólicos.

Em nosso estudo, baseado nos valores de relação gordura:proteína (RGP), a prevalência de vacas com possível acidose ruminal ( $RGP < 1,0$ ) foi de 17,81% (13.477 animais), enquanto cetose subclínica ( $RGP \geq 1,5$ ) foi de 8,42% (6.371 animais). Em comparação com nossos resultados, estes foram inferiores aos relatados por Gatner et al. (2016) em vacas Holandesas da Croácia que encontram uma prevalência de acidose ruminal de 20,5% e de cetose subclínica de 33,0%, e por Vlcek et al. (2016) em rebanhos leiteiros da parte Oeste da Eslováquia que verificaram o risco de acidose ruminal de 18,24% e a frequência de risco de cetose foi de 12,21%, ambos os trabalhos foram baseados na RGP e nos mesmos limiares utilizado neste estudo.



Na Figura 2 são apresentadas as curvas de RGP para cada grupo de vacas (acidose ruminal e cetose subclínica). Percebe-se que durante toda a lactação as curvas de RGP dos dois grupos são bem distintas, nota-se que para o grupo de vacas com acidose ruminal a RGP é consistentemente baixa ( $<1,0$ ) e permanece assim durante toda a lactação, só a partir dos 190 dias em lactação que a vaca tende a de se recuperar deste distúrbio, mantendo a  $RGP \geq 1$  durante o restante da lactação.

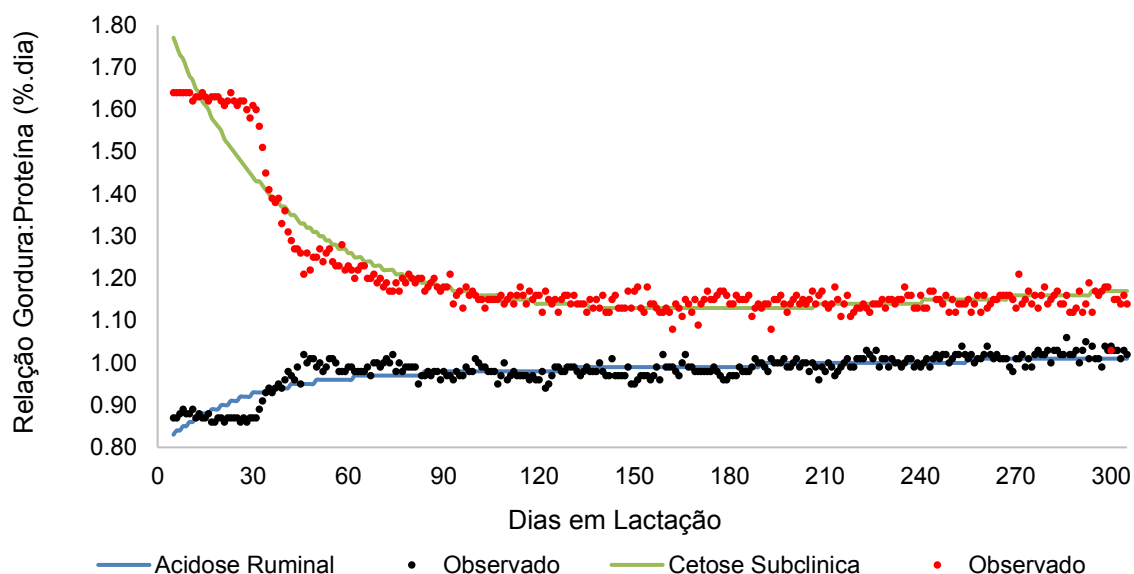


Figura 2. Curvas de relação gordura:proteína observada e estimada de vacas Holandesa para vacas propensas a acidose ruminal e cetose subclínica

Por outro lado, a curva de RGP do grupo de vacas com risco de cetose subclínica é bem diferente. Observaram-se maiores valores de RGP no início da lactação, e estes foram diminuindo com o avanço da lactação, chegando um status ideal (RGP entre 1,0 e 1,4) a partir dos 25 dias de lactação, ou seja, conseguiram se recuperar do balanço energético negativo. Após este período continuou diminuindo progressivamente até aos 130 dias em lactação, onde se manteve estável e com pouca oscilação (1,13 – 1,17) até o final da lactação. De um modo geral, é notável que as vacas com cetose levam menos tempo para se recuperar quando comparadas com vacas de acidose ruminal.

Em nosso estudo foi verificado que vacas categorizadas com cetose subclínica apresentaram volume total de leite igual às aquelas vacas que permaneceram com a RGP dentro da faixa ideal durante toda a lactação, 8928,21 kg/lactação vs 8954,31 kg/lactação, ( $p < 0,05$ ). Por outro lado, vacas com acidose ruminal (9014,78 kg/lactação) apresentaram uma produção superior de 0,67%, ( $p < 0,05$ ), no volume

total de leite quando comparada às aquelas de RGP ideal. Em comparação com nossos resultados, Toni et al. (2011) avaliando rebanho de vacas Holandesas de primeira lactação na Itália e mensurando a RGP 7 dias após o parto, relataram que vacas com RGP > 1,5 tiveram uma produção de leite significativamente maior (0,8 kg/dia) em comparação com aquelas com RGP de 1,0 a 1,5.

Na Tabela 2 são apresentadas a incidência de animais com ou sem problemas metabólicos por região no Estado do Paraná baseado na RGP, aferida no primeiro controle.

Tabela 2 – Porcentagens e número de animais com ou sem indicativos de problemas metabólicos por região no estado do Paraná

<b>Região</b>	<b>Acidose ruminal</b>	<b>Cetose</b>	<b>Normal</b>	<b>Total</b>
Centro Oriental	11.758 (17,04%)	5.912 (8,57%)	51.343 (74,39%)	69.013
Centro Sul	419 (24,68%)	115 (6,77%)	1.164 (68,55%)	1.698
Metropolitana	490 (27,22%)	137 (7,61%)	1.173 (65,17%)	1.800
Norte Central	245 (25,21%)	65 (6,69%)	662 (68,10%)	972
Oeste	195 (21,22%)	62 (6,75%)	662 (72,03%)	919
Sudoeste	370 (28,98%)	80 (6,26%)	827 (64,76%)	1.277

Observa-se que os rebanhos das regiões Metropolitana e Sudoeste apresentaram a maior porcentagem de vacas com indicativo de acidose ruminal, respectivamente, 27,22% e 28,98%. Müller e Hartmann (2017) relataram que a ocorrência de acidose é maior quando a alimentação do rebanho apresenta baixo teor de fibra efetiva, o que pode explicar a alta incidência de acidose ruminal nestes rebanhos.

Ainda na Tabela 2 nota-se que houve baixa incidência de vacas com valores de RGP que indicariam quadro de cetose subclínica nas diferentes regiões. Os valores variaram entre 6,26% (Sudoeste) e 8,57% (Centro Oriental). O que demonstra que, em geral, os produtores do estado do Paraná têm oferecido dietas com boa qualidade de fibra e evitado que os animais apresentem níveis elevados de RGP. Askel (2020), em experimento realizado em 26 fazendas leiteiras do estado do Paraná, com 431 vacas no ano de 2019, relatou ausência de animais com RGP > 1,5.

PONCHEKI (2015) avaliando base de dados das mesmas bacias leiteiras no estado do Paraná obteve que 63,5% dos controles de RGP situaram-se na faixa desejável, 20,64% eram inferiores a 1,0 (indicativo de acidose ruminal) e 15,86% eram

superiores a 1,4 (indicativo de cetose subclínica) em rebanhos das raças Holandesa, Jersey e Pardo Suíço.

Observou-se que as variâncias de ambiente permanente (Figura 3) foram maiores no início da lactação até aos 50 dias e, a partir desse período, ao longo da lactação há uma tendência de estabilidade em valor com patamar inferior ao do início da lactação. Segundo Buaban et al. (2020), estimativas mais altas de variância de ambiente permanente no início da lactação, estão relacionados com a condição pós-parto, pois o período de transição e o início da lactação são caracterizados pela mobilização das reservas corporais de gordura para atender às demandas de energia.

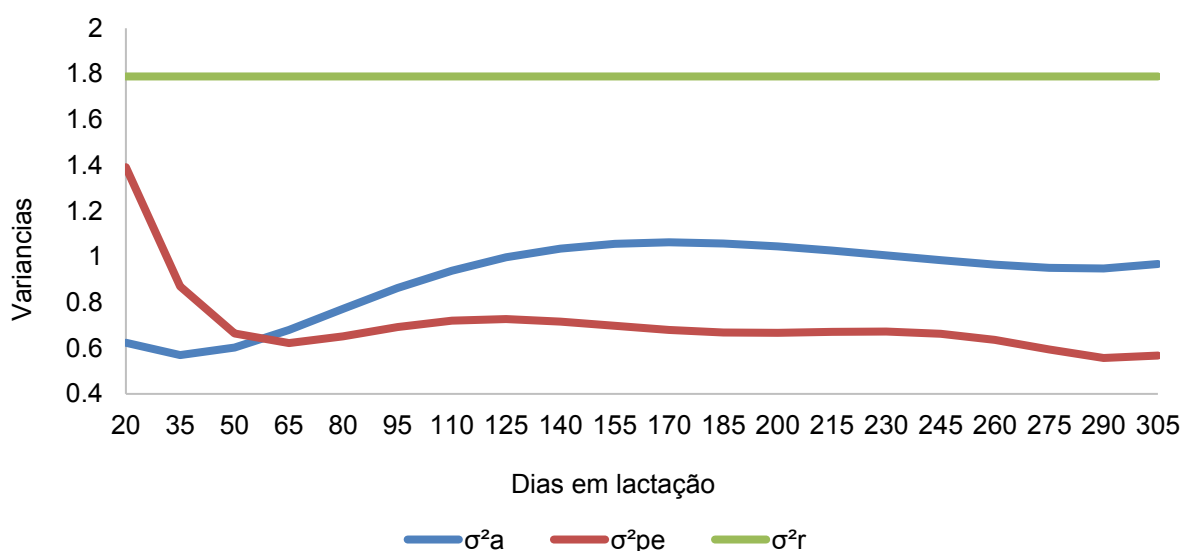


Figura 3. Estimativas das variâncias genética ( $\sigma^2_a$ ), de ambiente permanente ( $\sigma^2_{pe}$ ) e residual ( $\sigma^2_e$ ) para relação gordura:proteína (RGP) em função dos dias em lactação (classes quinzenais) em vacas da raça Holandesa

Por outro lado, as variâncias genéticas (Figura 3) apresentaram um comportamento oposto, com menores valores no início da lactação, apoiando a hipótese de que a variação genética para as características em estudo (RGP) em gado leiteiro são comumente baixas no início da lactação (NEGUSSIE et al., 2008). A tendência de aumento da variância genética com o avanço da lactação, sugere que há uma variação genética relacionada à adaptabilidade das vacas ao balanço energético negativo (BEN), ou seja, vacas com BEN se adaptariam de forma diferente ao longo da lactação.

É possível observar que a partir dos 65 dias em lactação a variância de ambiente permanente foi ligeiramente menor do que a variância genética, além disso, ambas as variâncias foram inferiores às variâncias residuais ao longo da lactação.

Usando modelos de regressão aleatória em bovinos da raça Holandesa da Polônia, Satoła e Ptak (2019), relataram valores semelhantes a partir dos 45 dias de lactação, onde a variância residual foi maior do que as variâncias genéticas e de ambiente permanente, e sugerem que alguns efeitos que poderiam influenciar a RGP não foram incluídos no modelo.

As estimativas de herdabilidade para relação gordura:proteína (RGP) são apresentadas na Figura 4.

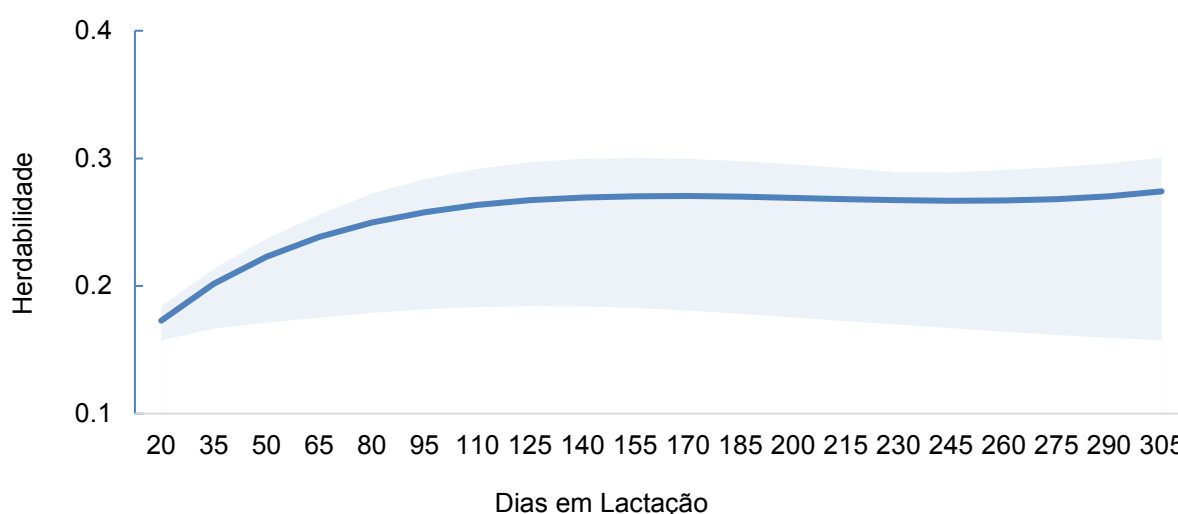


Figura 4. Média (linha coloridas) e intervalos de credibilidade de 95% (área sombreada – colorida) *a posteriori* para as estimativas de herdabilidade ( $h^2$ ) para relação gordura:proteína (RGP) em função dos dias em lactação (classes quinzenais) em vacas da raça Holandesa

Os valores de herdabilidade estimados para RGP no controle leiteiro variaram entre 0,17 e 0,27 (Figura 4). Até os 30 dias de lactação, as estimativas foram de menor magnitude e, após este período, os valores foram superiores, permanecendo moderados até o final da lactação. Assim, a seleção direta para esta característica neste período da lactação poderá trazer ganhos genéticos satisfatórios e tal característica poderia ser incluída entre os critérios de seleção da raça Holandesa no Sul do Brasil. Esses resultados foram superiores aos relatados por Buaban et al. (2016), que utilizando modelos de regressão aleatória estimaram herdabilidades variando de 0,17 a 0,19 ao longo da lactação, e inferiores aos relatados por Jamrozik e Schaeffer (2012) em vacas Holandesas do Canadá e por Ranaraja et al. (2018) em gado Holandês da Coreia, respectivamente estimaram valores de 0,71 e 0,42.

Embora a herdabilidade para RGP ao longo da lactação tenha apresentado resultados satisfatórios para seleção, foram observados valores ligeiramente mais baixos (<0,20) no início da lactação, o que demonstra que é um período onde há grande influência do ambiente de modo que o ajuste do modelo fica prejudicado.

Negussie et al. (2008) relataram que a alta variação ambiental não-genética pode ser uma das razões para herdabilidade da RGP ser ligeiramente menor durante o início da lactação. Estimativas baixas de herdabilidade para RGP no início da lactação também foram relatadas por Koeck et al. (2014) em vacas Holandesas de rebanhos Canadenses com valor de 0,12 (entre 5 e 40 dias de lactação), e por Benedet et al. (2020) em vacas Holandesas da Itália, com valores variando entre 0,08 à 0,14 (entre 5 e 35 dias de lactação).

Nas Figuras 5 e 6 foram apresentadas, respectivamente, as estimativas de correlações genéticas e de ambiente permanente para relação gordura:proteína no controle leiteiro (RGP) em função dos dias em lactação (classes quinzenais).

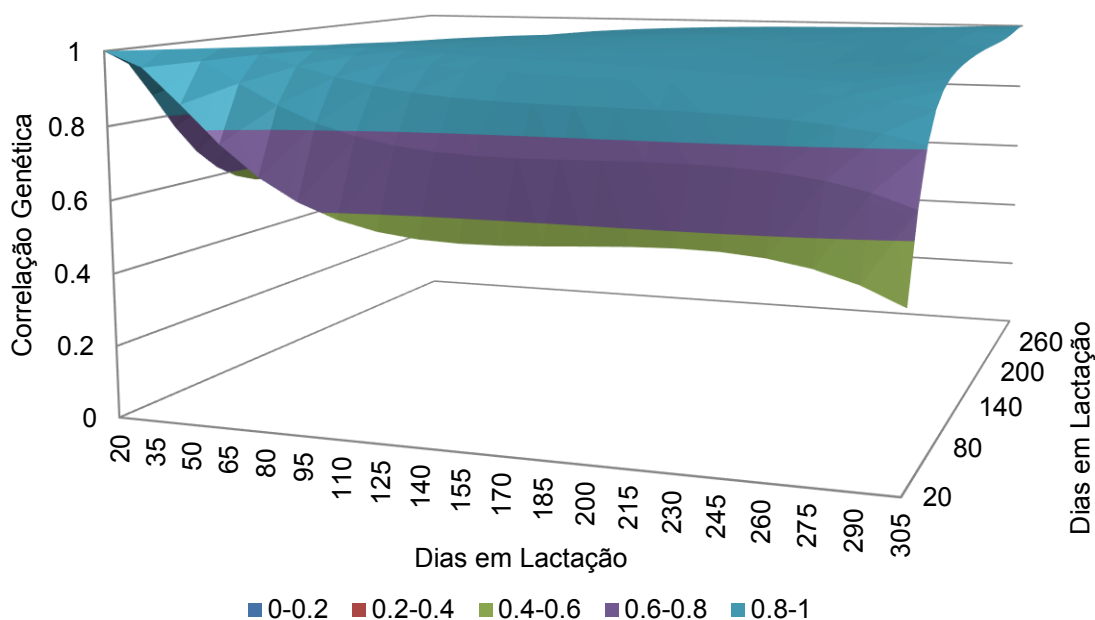


Figura 5. Estimativas das correlações genéticas entre RGP em função dos dias em lactação (classes quinzenais) em vacas da raça Holandesa

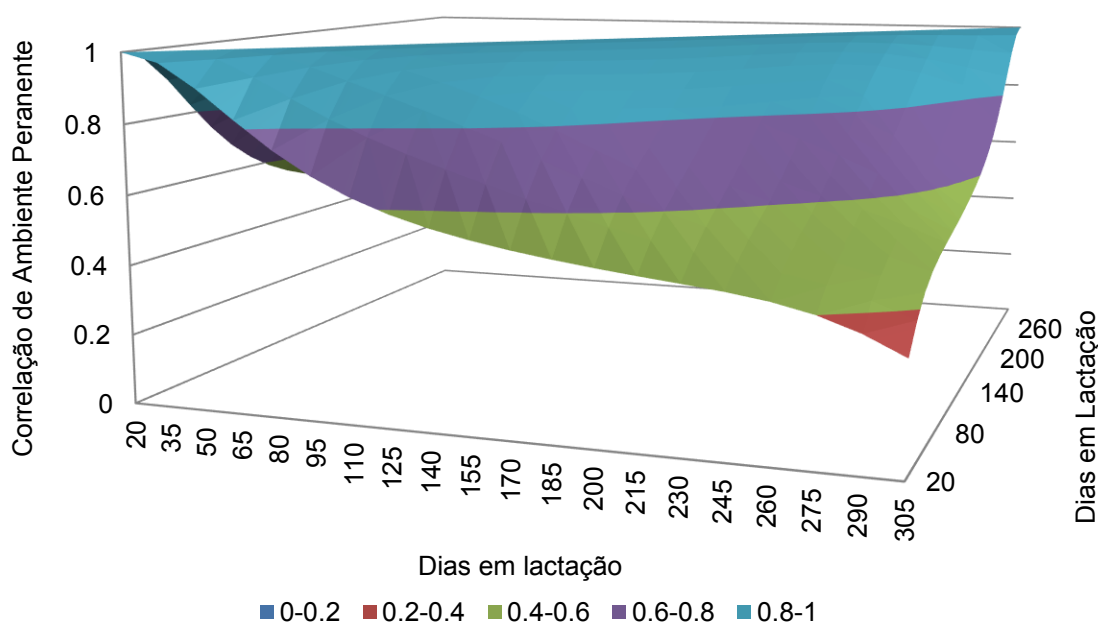


Figura 6. Estimativas das correlações de ambiente permanente entre RGP em função dos dias em lactação (classes quinzenais) em vacas da raça Holandesa

As correlações genéticas para a RGP foram altas (0,45 a 0,99) e próximo a 1 entre dias consecutivos de controle, diminuindo com o distanciamento entre os controles. Os resultados do nosso estudo indicaram que a seleção realizada para RGP no início da lactação, pode trazer ganhos genéticos satisfatórios no terço médio e final da lactação. Negussie et al. (2013), avaliando Gado Vermelho Nórdico de primeira lactação na Tailândia, estimaram correlações genéticas variando de 0,61 a 0,96 (de 30 e 310 dias em lactação). Por outro lado, Buaban et al. (2020) avaliando vacas Holandesas primíparas na Tailândia estimaram correlações genéticas variando de 0,41 a 0,95 (de 5 e 305 dias em lactação) em Gado Vermelho Nórdico.

Puangdee et al. (2017) relataram que as altas correlações para RGP entre os dias de lactação, podem ser usadas como uma importante característica para melhorar o déficit de energia em vacas Holandesas por meio de seleção. Nishiura et al. (2015), avaliando a RGP em vacas Holandesas no Japão utilizando modelos de regressão aleatória, relataram que o controle gênico da RGP no início da lactação difere do terço intermediário e final da lactação, e que se de fato a RGP reflete no balanço energético negativo (BEN), o BEN até aos 60 dias é controlado por fatores genéticos diferentes daqueles que controlam o balanço energético positivo (após aos 70 dias em lactação). Dessa forma, devemos prestar atenção no estágio inicial da lactação se quisermos melhorar o estado metabólico das vacas.

As correlações de ambiente permanente entre as RGP no controle leiteiro (Figura 6) foram positivas (0,06 a 0,99) e, em geral, foram inferiores às estimativas de correlação genética (Figura 5), comportamento semelhante ao verificado por Buaban et al., (2020).

Conhecer as correlações genéticas entre a RGP e PLDC é importante para melhorar a RGP como um índice de balanço energético, dado que as vacas primíparas com alta produção de leite no início da lactação tendem a ter um estado metabólico pobre (NISHIURA et al., 2015). Na Figura 7 são apresentadas as correlações genéticas entre a RGP e PLDC. Observaram-se valores negativos e que aumentam em magnitude ao longo da lactação variando de -0,05 no dia 5 até -0,36 no dia 305.

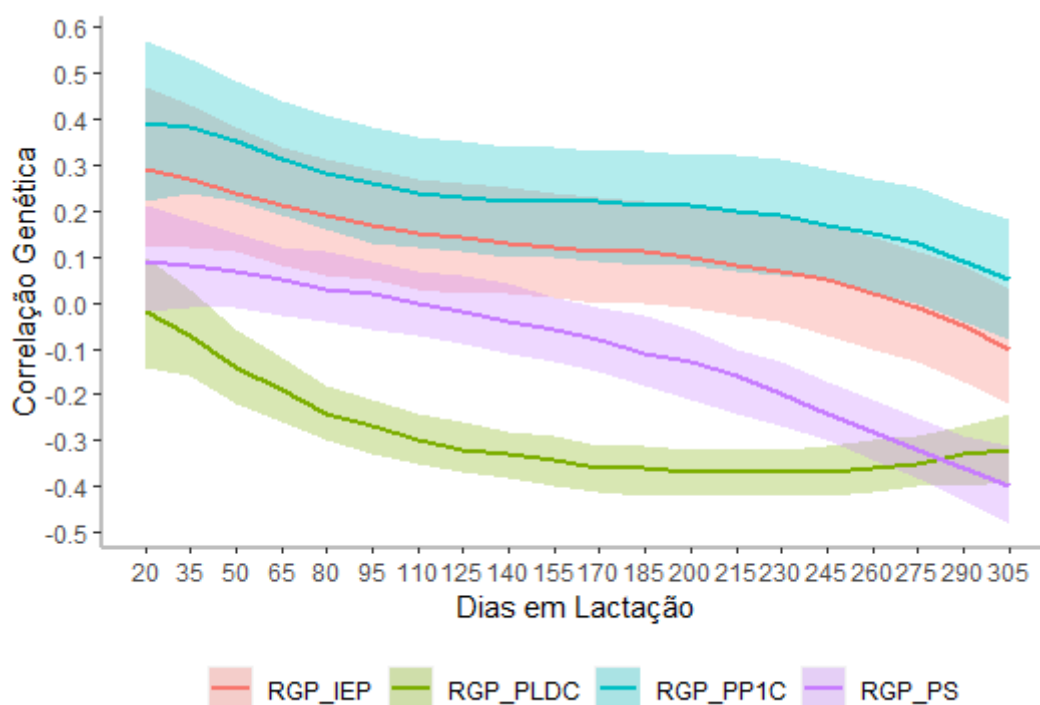


Figura 7. Médias (linhas coloridas) e intervalos de credibilidade de 95% (área sombreada – coloridas) *a posteriori* para as estimativas de correlações genético-aditivas entre a RGP no controle leiteiro e as características de Fertilidade e PLDC em vacas Holandesas

Considerando-se o início da lactação as correlações genéticas entre a RGP e PLDC foram de baixa magnitude, variando de -0,05 a -0,19, este resultado indica que as vacas Holandesas analisadas neste estudo mesmo sendo de alta produção, podem não estar em balanço energético negativo (BEN), o que é coerente com a caracterização dos sistemas de produção predominantes na base de dados, onde grande parte dos animais está sob sistemas altamente tecnificados com bom aporte nutricional. Resultado alinhado também com a baixa incidência de animais fora da faixa ideal para a RGP, sendo que apenas 8,42% dos animais apresentaram  $RGP \geq$

1,5. Quando os animais estão em BEN a concentração de gordura do leite tende a aumentar e a concentração de proteína do leite tende a diminuir (HEUER et al., 1999), e, há uma preocupação delas estarem com cetose ruminal.

Por outro lado, as correlações genéticas em torno do pico (85 até 110 dias em lactação) e no terço final da lactação foram de magnitude moderada, respectivamente, -0,25 a -0,29 e -0,34 a -0,36, sugerindo que seleção para produção de leite nestes dois pontos da lactação traz um efeito favorável na relação gordura:proteína. Nishiura et al. (2015) relataram que as correlações genéticas negativas entre o RGP e a produção de leite do meio ao final da lactação em vacas primíparas, implicam que vacas com energia suficiente produzem grandes quantidades de leite, e que melhorar não apenas o pico da produção de leite no início da lactação, mas a produção de leite no final da lactação, pode ser melhor para o balanço energético.

De um modo geral, tais resultados apresentaram um padrão semelhante aos reportados em vacas primíparas da raça Holandesas da Tailândia (PUANGDEE et al. 2017) e Polônia (SATOŁA e PTAK, 2019), com uma tendência de declínio das correlações genéticas com o avanço da lactação. Puangdee et al. (2017) reportaram que a correlação genética diária entre PLDC e RGP diminuiu gradualmente de zero no dia 5 para -0,46 no dia 305, ainda relataram que a RGP mais alto tem efeitos negativos desfavoráveis à PLDC, principalmente no final da lactação, e concluíram que a seleção contínua para alta produção de leite levará a um aumento no déficit de energia. Satola e Ptak (2019), também estimaram valores de correlação genética negativos (-0,30 a -0,62) entre PLDC e RGP durante toda a primeira lactação. Os autores sugeriram que melhorar a RGP no início da lactação, período crítico para o déficit energético, deve ter efeito positivo na produção de leite.

Por outro lado, Negussie et al. (2013) observaram no início da lactação (até aos 65 dias) correlações genéticas positivas entre a RGP e PLDC, indicando que vacas com alta produção de leite têm a propensão de mobilizar reservas corporais para atender às altas demandas de energia do pico de lactação e, portanto, uma RGP relativamente maior. Os mesmos autores ainda ressaltam após o período de pico de produção de leite, a correlação genética entre RGP e PLDC torna-se próxima de zero ou negativa, o que pode sugerir que as vacas podem ter saído do balanço energético negativo.

Observou-se que as correlações genéticas entre a RGP e as características de fertilidade apresentaram a mesma tendência de declínio durante a lactação (Figura 7).



Embora tenham apresentado a mesma tendência, os valores para a correlação entre RGP x PP1C foram positivos durante toda a lactação, variando de 0,05 (final da lactação) a 0,39 (início da lactação). Methio et al. (2020), avaliando rebanhos Vermelhos Nórdicos relataram valores positivos de correlação RGP x PP1C que também decresceram ao longo da lactação, 0,18 (entre 8 e 35 dias), 0,03 (entre 36 e 63 dias) e 0,01 (entre 64 e 91 dias). Negussie et al. (2008) relataram maiores correlações no início da lactação (0,28) e mais baixas no final da lactação (-0,04), como tendência similar de queda nos valores das estimativas com o avanço da lactação. Os autores afirmaram que tal comportamento seria esperado, uma vez que o balanço energético negativo exerce influência no período entre o parto e o início da atividade ovariana, logo a PP1C é dependente da atividade luteal, pois é uma medida que compreende o intervalo do parto à 1ª inseminação.

De forma semelhante, as correlações genéticas entre a RGP x IP foram de magnitude moderada no início da lactação (0,28) e fraca no final da lactação (-0,11). Tendência semelhante foi verificada por BUABAN et al. (2016), porém observaram estimativas variando de 0,63 no dia 5 a 0,35 no dia 365. De maneira geral tais resultados podem indicar que as vacas com potencial maior potencial genético para nível de RGP no início da lactação podem ser afetadas negativamente em relação às características de fertilidade (PP1C e IP), uma vez que tais animais apresentarão maior período entre o parto e a primeira inseminação e também períodos mais longos entre partos. Além disso, alta RGP no início da lactação pode indicar uma associação entre o estado de balanço energético negativo e a incidência de doenças metabólicas, especialmente a cetose.

Por outro lado, as correlações genéticas entre a RGP e PS variaram entre valores fracamente positivos para moderadamente negativos durante a lactação, estas estimativas diminuíram gradualmente de 0,09 no dia 20 para -0,40 no dia 305. Durante o início da lactação foram de baixa magnitude, implicando que o estado de balanço energético negativo destas vacas é fraco, corroborando com os obtidos por PUANGDEE et al. (2017) em rebanhos de vacas Holandesas. Os autores obtiveram entre o dia 65 e o dia 95 de lactação, estimativas superiores (0,18) àquelas obtidas no presente estudo (-0,20 a -0,40) nos últimos 3 meses da lactação, ressaltando que a seleção para o aumento da RGP nesta fase lactação pode estar associada à redução do intervalo do parto até a inseminação com sucesso.

Embora a seleção para diminuir a RGP em torno do pico de lactação e no terço final da lactação aumentará a PLDC, essa seleção teria que ser realizada com cautela porque as respostas correlacionadas com as características de fertilidade são desfavoráveis.

### **Conclusão**

Animais com Relação Gordura:Proteína mais baixo a partir do pico de lactação são os que apresentaram maiores volumes de produção de leite, o que é desejável. Animais com Relação Gordura:Proteína baixo no terço final da lactação apresentaram maiores Período de Serviço, o que é indesejável. Geneticamente animais com menor RGP no início da lactação apresentaram maior período do parto a primeira inseminação, e intervalo de partos, o que é indesejável.

## Referências Bibliográficas

ASKEL, E. J. Caracterização do período de transição de rebanhos leiteiros especializados do Paraná. **Dissertação** (Mestrado em Zootecnia) – Universidade Federal do Paraná – Curitiba, Setor de Ciências Agrárias. Paraná, p. 94. 2020.

BENEDET, A. et al. Heritability estimates of predicted blood  $\beta$ -hydroxybutyrate and nonesterified fatty acids and relationships with milk traits in early-lactation Holstein cows. **Journal of Dairy Science**, v. 103, n. 7, p. 6354-6363, 2020.

BUABAN, S. et al. Genetic relationships of fertility traits with test-day milk yield and fat-to-protein ratio in tropical smallholder dairy farms. **Animal Science Journal**, v. 87, n. 5, p. 627-637, 2016.

BUABAN, S. et al. Estimation of genetic parameters and trends for production traits of dairy cattle in Thailand using a multiple-trait multiple-lactation test day model. **Asian-Australasian Journal of Animal Sciences**, v. 33, n. 9, p. 1387, 2020.

DIJKSTRA, J. et al. A model to describe growth patterns of the mammary gland during pregnancy and lactation. **Journal of Dairy Science**, v. 80, n. 10, p. 2340-2354, 1997.

FRIGGENS, N. C.; RIDDER, C.; LØVENDAHL, P. On the use of milk composition measures to predict the energy balance of dairy cows. **Journal of Dairy Science**, v. 90, n. 12, p. 5453-5467, 2007.

GANTNER, V; BOBIĆ, T; POTOČNIK, K. Prevalence of metabolic disorders and effect on subsequent daily milk quantity and quality in Holstein cows. **Archives Animal Breeding**, v. 59, n. 3, p. 381-386, 2016.

GULIŃSKI, P. Prevalence of selected metabolic diseases in dairy herds in eastern Poland. **Acta Scientiarum Polonorum Zootechnica**, v. 18, n. 2, p. 31-40, 2019.

HEUER, C.; SCHUKKEN, Y. H.; DOBBELAAR, P. Postpartum body condition score and results from the first test day milk as predictors of disease, fertility, yield, and culling in commercial dairy herds. **Journal of Dairy Science**, v. 82, n. 2, p. 295-304, 1999.

JAMROZIK, J.; SCHAEFFER, L. R. Test-day somatic cell score, fat-to-protein ratio and milk yield as indicator traits for sub-clinical mastitis in dairy cattle. **Journal of Animal Breeding and Genetics**, v. 129, n. 1, p. 11-19, 2012.

JAMROZIK, J. et al. Multiple-trait estimates of genetic parameters for metabolic disease traits, fertility disorders, and their predictors in Canadian Holsteins. **Journal of Dairy Science**, v. 99, n. 3, p. 1990-1998, 2016.

KOECK, A. et al. Genetic analysis of milk  $\beta$ -hydroxybutyrate and its association with fat-to-protein ratio, body condition score, clinical ketosis, and displaced abomasum in early first lactation of Canadian Holsteins. **Journal of Dairy Science**, v. 97, n. 11, p. 7286-7292, 2014.

MEHTIÖ, T. et al. Genetic correlations between energy status indicator traits and female fertility in primiparous Nordic Red Dairy cattle. **Animal**, p. 1-10, 2020.

MISZTAL, I. et al. Manual for BLUPF90 family of programs. p. 125, 2015.

MÜLLER, L. G. H.; HARTMANN, W. Diagnóstico de Doenças Metabólicas em Vacas no Periparto. **TUIUTI: Ciência e Cultura**, v. 4, n. 54, 2017.

PONCHEKI, J. K. Avaliação do manejo de vacas no período de transição utilizando as informações do primeiro controle leiteiro após o parto. **Dissertação** (Mestrado em Zootecnia) – Universidade Federal do Paraná – Curitiba, Setor de Ciências Agrárias. Paraná, p. 90. 2015.

NEGUSSIE, E.; STRANDÉN, I.; MÄNTYSAARI, E. A. Genetic association between test-day milk fat to protein ratio and fertility traits in dairy cows: A random regression model analyses. **Suomen Maataloustieteellisen Seuran Tiedote**, n. 23, p. 1-7, 2008.

NEGUSSIE, E.; STRANDÉN, I.; MÄNTYSAARI, E. A. Genetic associations of test-day fat: protein ratio with milk yield, fertility, and udder health traits in Nordic Red cattle. **Journal of Dairy Science**, v. 96, n. 2, p. 1237-1250, 2013.

NISHIURA, A. et al. Genetic analysis of fat-to-protein ratio, milk yield and somatic cell score of Holstein cows in Japan in the first three lactations by using a random regression model. **Animal Science Journal**, v. 86, n. 12, p. 961-969, 2015.

PADILHA, A. H. et al. Genetic trends and genetic correlations between 305-day milk yield, persistency and somatic cell score of Holstein cows in Brazil using random regression model. **Animal Production Science**, v. 59, n. 2, p. 207-215, 2019.

PUANGDEE, S. et al. Genetic associations between milk fat-to-protein ratio, milk production and fertility in the first two lactations of Thai Holsteins dairy cattle. **Animal Science Journal**, v. 88, n. 5, p. 723-730, 2017.

RANARAJA, U. et al. Genetic parameter estimation for milk  $\beta$ -hydroxybutyrate and acetone in early lactation and its association with fat to protein ratio and energy balance in Korean Holstein cattle. **Asian-Australasian Journal of Animal Sciences**, v. 31, n. 6, p. 798, 2018.

SAS Institute Inc. 2018. SAS/SAT® 9.4 *User's Guide*. Cary, NC: SAS Institute Inc.

SATHWARA, R. N. et al. Analysis of association between various fertility indicators and production traits in Mehsana buffaloes. **Tropical Animal Health and Production**, v. 52, p. 2585-2592, 2020.

SATOŁA, A.; PTAK, E. Genetic parameters of milk fat-to-protein ratio in first three lactations of Polish Holstein-Friesian cows. **Journal of Animal and Feed Sciences**, v. 28, n. 2, p. 97-109, 2019.

SOARES, R. A. N. et al. Differential gene expression in dairy cows under negative energy balance and ketosis: A systematic review and meta-analysis. **Journal of Dairy Science**, 2020.

TONI, F. et al. Early lactation ratio of fat and protein percentage in milk is associated with health, milk production, and survival. **Journal of Dairy Science**, v. 94, n. 4, p. 1772-1783, 2011.

VLCEK, M. et al. Fat-to-protein ratio: evaluation of metabolic disorders and milk yield. **Acta Agriculturae Slovenica**, v. 107, p. 76-79, 2016.

## 8 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Atualmente no Brasil é crescente o pagamento ao produtor por qualidade do leite, e dentre os critérios avaliados, a composição de sólidos constituintes (porcentagens de gordura e proteína). Nos principais países fornecedores de genética de bovinos da raça Holandesa para o Brasil, os critérios de seleção já enfatizam a importância dos sólidos em substituição ao simples aumento de volume de leite produzido. Então, os trabalhos atuais da literatura passaram a avaliar as relações e impactos da seleção por sólidos na performance das demais características dos rebanhos leiteiros.

Nossos resultados em relação à modelagem das curvas de produção destacaram a particularidade de ajuste de cada modelo ao banco de dados. Houve modelos que se ajustaram melhor quando foram utilizadas informações de animais de primeira, segunda e terceira parição. Os resultados obtidos nesta pesquisa mostraram que o modelo de Wood, Rook e Wilmink descrevem bem o formato da curva de lactação das vacas Holandesas, enquanto o modelo Dijkstra e Rook descreve melhor a curvas dos constituintes do leite (porcentagem de gordura, porcentagem de proteína e relação gordura:proteína). Além disso, a forma das curvas de lactação teve um comportamento específico dentro de cada estação de parto e região no estado do Paraná, sendo que foi possível verificar que o volume de leite por lactação foi superior em vacas com lactações iniciadas no Outono e também na região Centro Oriental.

Dentre os parâmetros da curva de lactação, o pico de lactação foi a característica com maior herdabilidade e altas correlações com os demais parâmetros, indicando que a seleção para os controles próximos ao pico de lactação poderá trazer benefícios para os outros componentes da curva de lactação. Por outro lado, a persistência de lactação embora tenha grande importância no volume produzido é muito influenciada por efeitos ambientais e, para obter alterações relevantes nesse parâmetro e de breve prazo são necessárias alterações de ambiente.

Destacamos ainda que a seleção para o aumento da produção de leite pode acarretar a médio prazo em prejuízo nas características de fertilidade, e que a relação gordura:proteína é uma característica que responde a seleção e pode auxiliar nos monitoramentos dos distúrbios metabólicos.